

Autoritarismo y participación política no convencional en el Perú urbano y rural: un análisis contextual con una muestra nacional representativa

César Córdova¹, Adriana Acosta-Ramos², y Agustín Espinosa³

¹*Universidad Antonio Ruiz de Montoya (UARM), Perú*

²*Universidad Popular del Cesar, Colombia*


^{1,3}*Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP), Perú*


Este estudio examina la relación entre el autoritarismo de derecha (RWA) y la participación política no convencional en Perú, con un enfoque comparativo entre los contextos urbano y rural (N = 945). Se aplicó una encuesta cara a cara (urbano = 789, rural = 156) mediante muestreo probabilístico polietápico. El RWA se midió con una escala validada, y la participación no convencional mediante una escala ad hoc sobre acciones colectivas. Los hallazgos muestran que, en el ámbito urbano, el RWA inhibe la participación política disruptiva, incluso al controlar otros factores. En cambio, en el ámbito rural, el RWA no tiene efecto inhibitorio sobre esta participación. Se propone que estas diferencias reflejan realidades políticas y socioeconómicas de cada contexto. En el ámbito urbano, el apoyo al status quo prevalece. En zonas rurales, la falta de canales legítimos forma de protesta.


Palabras clave: autoritarismo de ala derecha (RWA), participación política, psicología política, protesta pública.

Authoritarianism and non-conventional political participation in urban and rural Peru: a contextual analysis using a national representative sample

This study examines the relationship between right-wing authoritarianism (RWA) and unconventional political participation in Peru, focusing on a comparison of urban and rural contexts (N = 945). Data were collected through a face-to-face survey (urban = 789, rural = 156) using stratified multistage probability sampling. RWA was measured using a validated scale, and unconventional participation was assessed through an ad hoc scale focused on collective actions. Findings reveal that in urban areas, RWA significantly inhibits disruptive participation, even when controlling for other variables, whereas in rural areas,

César Córdova  <https://orcid.org/0000-0003-3237-4739>

Adriana Acosta-Ramos  <https://orcid.org/0000-0002-5240-8206>

Agustín Espinosa  <https://orcid.org/0000-0002-2275-5792>

Toda correspondencia acerca de este artículo debe ser dirigida a César Córdova. Email: ccor-dovac@pucp.edu.pe



RWA shows no such effect. These differences reflect distinct political and socioeconomic realities. Results highlight the importance of contextual analysis and suggest including emotional and identity factors in future research.

Keywords: right-wing authoritarianism (RWA), political participation, political psychology, public protest.

Autoritarismo e participação política não convencional no Peru urbano e rural: uma análise contextual com uma amostra nacional representativa

Este estudo examina a relação entre o autoritarismo de direita (RWA) e a participação política não convencional no Peru, com uma abordagem comparativa entre os contextos urbano e rural (N = 945). Foi aplicada uma pesquisa presencial (urbano = 789, rural = 156) com amostragem probabilística polietápica. O RWA foi medido com uma escala validada, e a participação política não convencional foi avaliada por meio de uma escala ad hoc sobre ações coletivas. Os achados mostram que, no contexto urbano, o RWA inibe a participação política disruptiva, mesmo ao controlar outros fatores. Em contraste, no contexto rural, o RWA não apresenta efeito inibidor sobre essa participação. Propõe-se que essas diferenças refletem realidades políticas e socioeconômicas de cada contexto. No contexto urbano, o apoio ao status quo prevalece. Em zonas rurais, a ausência de canais formais legitima formas de protesto.

Palavras-chave: autoritarismo de direita, participação política, psicologia política, protesto público.

La participación política es un continuo de opciones entre modos convencionales y no convencionales, y pone de relieve diversos modos de participación (Kaim, 2021). De manera específica, la participación no convencional se refiere a formas de involucramiento político y social que no siguen los canales institucionales tradicionales (Pitti, 2018). Este tipo de participación puede incluir protestas, boicots, desobediencia civil, y otras formas de activismo que desafían las normas establecidas (Fernández y García, 2008), y que también pueden ser conocidas como participación política disruptiva. En América Latina, estudios sugieren que la participación política presenta distribuciones similares en los tipos de participación en todo el continente y fuertes correlaciones con las características sociodemográficas y la victimización por delincuencia (Álvarez et al., 2020).

La relación entre la participación política no convencional y/o disruptiva y el autoritarismo de derecha (RWA) en contextos democráticos es un tema de creciente interés en la investigación política, involucra la interacción de normas sociales y actitudes hacia la jerarquía y la igualdad, y cómo las actitudes autoritarias influyen en la participación política y el apoyo a la democracia (Serez & Muzik, 2021). De acuerdo con Buechler (2000), las teorías clásicas como el interaccionismo simbólico, el funcionalismo estructural y la teoría de la privación entienden la participación política disruptiva como una reacción al estrés, tensión o ruptura social que experimenta un grupo de individuos cuando sus demandas más importantes no son satisfechas por las autoridades gubernamentales. Klandermans y Stekelenburg (2013) denominan a estas aproximaciones como teorías de la ruptura, debido a que las diversas formas de participación disruptiva son vistas como indicadores de la existencia de grandes divisiones o rupturas dentro de una sociedad. No obstante, Klandermans y Stekelenburg (2013) también observan que las teorías de la ruptura son insuficientes para

explicar la acción colectiva, debido a que, incluso en situación de deprivación extrema, son muy pocos los individuos que finalmente deciden participar en movimientos de acción colectiva para reivindicar sus demandas sociales.

Estos autores sostienen que la tarea fundamental de la psicología política es identificar aquellos factores que predicen que los individuos que ya experimentan estrés o tensión ante la insatisfacción de una demanda, finalmente tomen la decisión de involucrarse en las diversas formas de participación política que busquen un cambio dentro de la sociedad. Los autores destacan el rol que cumple la disposición de recursos del individuo y la identidad social que construye sobre la base de una realidad social y política que comparte un grupo social (Klandermans & Stekelenburg, 2013; Jost et al., 2011; Buechler, 2000).

Por otro lado, Jost et al. (2011) y Solak et al. (2021), al abordar la pregunta de por qué los individuos (no) se rebelan contra las autoridades gubernamentales, señalan que existe una base motivacional —a la que denominan justificación del sistema— que busca mantener la seguridad, la cohesión y la estabilidad del orden social en su forma más tradicional; lo que, según los autores, explicaría por qué los miembros de grupos sociales históricamente marginados pueden llegar a aceptar y justificar su posición de desventaja. Jost et al. (2011) y Solak et al. (2021) señalan que cuando la justificación del sistema se exagera de manera crónica o temporal, a través de inducciones situacionales de prominencia de incertidumbre, es poco probable que los individuos de grupos desfavorecidos tomen acciones significativas en contra de las fuentes que originan su situación de desventaja. Para evitar situaciones que exacerben la justificación del sistema, existe un proceso de emparejamiento mediante el cual los individuos adoptan sistemas de creencias ideológicas con el objetivo de satisfacer sus necesidades y motivos psicológicos (i.e., necesidades de orden, estructura y cierre y la evitación de incertidumbre o amenaza) (Azevedo & Jost, 2021, Jost et al., 2003). Los individuos con niveles altos de RWA tienden a tener una confianza inquebrantable en aquellos que son percibidos como líderes fuertes (Choma & Hannoeh, 2017).

Porter (2008) encontró que el RWA no es un predictor significativo del nivel de apoyo a las autoridades del Gobierno cuando se controlan las variables demográficas más relevantes. La identificación de un individuo con un grupo social que se construye sobre la base de sus características demográficas, está directamente relacionada con el nivel de confianza en las autoridades y el apoyo al statu quo (Porter, 2008). En este caso, los que tienden a apoyar más a las autoridades del Gobierno también tienden a parecerse más a los que están en el poder. La visión del mundo que tiene un individuo (en su estudio representado por el RWA) puede verse como un predictor del apoyo a las autoridades del Gobierno solo si se desarrolla e internaliza sobre la base de un conjunto de antecedentes demográficos y la identificación con un grupo social (Porter, 2008).

El RWA influye en la participación política disruptiva principalmente a través de su asociación con el conservadurismo político y el apoyo a candidatos de derecha que promueven el orden y la estabilidad (Wilson & Sibley, 2013). Además, la fuerte identificación nacional y la menor propensión a comportamientos prosociales entre individuos con altos niveles de RWA pueden también contribuir a su participación en acciones disruptivas, especialmente en contextos donde las libertades civiles son limitadas (Vargas-Salfate et al., 2019). En este contexto y utilizando muestras representativas del ámbito urbano y rural del Perú, el propósito de esta investigación fue analizar de qué manera influye el RWA sobre la participación política disruptiva. El autoritarismo ha sido concebido y evaluado como una variable ideológico-política, mientras que la participación política disruptiva fue evaluada en su dimensión conductual tanto en su frecuencia como en sus distintos tipos.

El autoritarismo de ala derecha (RWA)

Desde la psicología política la ideología política ha sido definida como un conjunto de representaciones acerca de la forma en la que está organizada la sociedad, acerca de la adecuada manera en que la sociedad debería estar organizada, y sobre cómo puede ser alcanzada esta organización social ideal (Denzau & North, 1994; Erikson & Tedin, 2003; Jost

et al., 2003; Jost et al., 2009). Una de las variables ideológicas más estudiadas en la psicología política es el autoritarismo de ala derecha (RWA). Este constructo psicológico propuesto por Altemeyer (1981) se expresa a través de la interrelación de tres tendencias actitudinales específicas: a) la sumisión autoritaria, que se refiere a la sumisión frente a las figuras de autoridad que son percibidas como legítimas y frente a las normas que promueven, b) la agresión autoritaria, entendida como una disposición agresiva hacia los individuos o grupos que se percibe, se desvían de las normas promovidas por las autoridades percibidas como legítimas y c) el convencionalismo, que se concibe como una disposición hacia la defensa y mantenimiento de las tradiciones y el consecuente rechazo hacia los cambios sociales abruptos (Altemeyer, 1981, 1988, 1996, 1998, 2004; Jost et al., 2003; Cottam et al., 2004; Rivera-Pichardo et al., 2021). Como sostienen Duckitt y Sibley (2010), una mayor tendencia hacia el RWA expresa una preferencia general por mantener la seguridad, la cohesión y la estabilidad del orden social en su forma más tradicional.

Entre las actitudes sociopolíticas que están directamente relacionadas con el RWA se pueden mencionar, la intolerancia política, la criminalización de la protesta pública, la justificación de la inequidad económica, el prejuicio hacia grupos percibidos como revoltosos, desviados o amenazantes y niveles bajos de deliberación política y participación política (Janos et al., 2018, 2020; Jost et al. 2012; Rottenbacher, 2012; Rottenbacher & Molina, 2013; Rottenbacher & Smith, 2013; Rottenbacher & Córdova, 2014).

La participación política no convencional/disruptiva

La participación política no convencional/disruptiva es un fenómeno influenciado por una variedad de factores individuales y contextuales. La educación, la confianza en personas fuera del propio grupo, la insatisfacción con el gobierno, y la crisis económica son algunos de los principales impulsores de este tipo de participación. Además, la ideología política y los cambios en el contexto político y mediático también juegan un papel crucial en la forma en que los ciudadanos eligen participar políticamente fuera de los canales tradicionales.

Nagel (1987) define la participación política como todas aquellas acciones que tienen como objetivo obtener resultados políticos o influenciar en las decisiones políticas que toman los actores políticos a cargo del Gobierno. Cuando se utilizan los mecanismos formales de participación política de la democracia representativa, la participación se denomina participación política formal o normativa (Ekman & Amnå, 2012). Por ejemplo, el voto en las elecciones generales, la búsqueda de un representante del parlamento con el fin de reivindicar determinadas demandas sociales o la afiliación a un partido político legal son ejemplos de participación política formal. Por otro lado, los individuos también pueden llevar a cabo formas de participación política no formales, como las protestas pacíficas, las huelgas, las marchas y toda manifestación pública que se realice de forma pacífica. La participación política no formal o no normativa se vuelve ilegal cuando interviene el uso de la fuerza o la violencia: como por ejemplo en el secuestro de funcionarios públicos o durante el bloqueo de carreteras (Ekman & Amnå 2012).

Y en lo no convencional y/o disruptivo encontramos aquellos mecanismos de participación política no formales, no normativos, debido a que las luchas de poder que cuestionan el statu quo se centran en si las normas existentes son legítimas o no (Munger et al., 2015; Simon & Klandermans, 2001).

El contexto peruano

La participación política no convencional/disruptiva en el Perú abarca una variedad de formas de involucramiento ciudadano que van más allá del voto tradicional. Este fenómeno incluye la representación indígena, la movilización religiosa, la descentralización participativa, las protestas ante la extracción de recursos, y el uso de redes sociales por parte de los jóvenes.

El Perú tiene, junto a Bolivia, los niveles más elevados de este tipo de participación política en la región latinoamericana (Carrión et al., 2010, 2012, 2020). Se estima que 2 de cada 10 peruanos residentes en zonas rurales han participado en protestas públicas en el año 2019

(Carrión et al., 2020). Las experiencias de corrupción, la existencia de importantes necesidades básicas insatisfechas, como la salud y la educación, la inequidad socioeconómica y la distribución desigual de las rentas generadas por la explotación de los recursos naturales en las zonas rurales, son factores que han motivado esta participación.

Carrión et al. (2010, 2012, 2020) explican que existe una relación paradójica entre los niveles bajos de tolerancia hacia la protesta pública y los elevados niveles de participación política disruptiva que existen en el país. Residentes de los principales centros urbanos, consideran a las formas de participación política disruptivas como mecanismos ilegítimos de participación política y, por lo tanto, las rechazan. En contraste, en las zonas rurales la población las percibe como legítimas y se involucra activamente en estas formas de participación política con el objetivo de reivindicar sus demandas sociales.

En su trabajo, Meléndez (2012, 2019), propone que la activación política de la ciudadanía se explica por la confluencia de tres factores: (1) el dinamismo económico rural derivado de mayores inversiones públicas y privadas; (2) reformas institucionales —como Gobiernos Regionales y Presupuestos Participativos— que, aunque ampliaron las expectativas ciudadanas, no transfirieron poder decisorio real; y (3) la crisis de representación ocasionada por el colapso de los partidos tradicionales. La interacción de estos tres factores ha propiciado en el país la activación económica y política de los gobiernos locales —especialmente aquellos que poseen en su territorio amplias zonas rurales—, que no puede ser canalizada por los mecanismos formales de participación política debido a lo que Meléndez denomina una doble brecha entre las instancias de mediación política: una brecha vertical entre lo local y lo nacional, y una brecha horizontal entre actores con arraigo comunitario y quienes controlan la agenda pública desde Lima.

En este contexto, es que los habitantes de las zonas rurales del Perú se involucran con mayor frecuencia y naturalidad en diversas acciones de participación política no convencional/disruptiva debido a que poseen importantes carencias con respecto a los mecanismos formales de participación política, lo que limita seriamente su capacidad

de ejercer influencia sobre los centros de poder ubicados en las ciudades. Pareciera suceder que, si no utilizan medios no disruptivos, sus demandas nunca serían escuchadas, ni mucho menos atendidas. En contraste, la población de zonas urbanas del Perú, observa con desaprobación este tipo de acciones políticas disruptivas, las mismas que son percibidas desde las ciudades como potenciales amenazas al orden social y como impedimentos para la inversión privada y la continuidad del crecimiento económico del país.

Este trabajo analiza la relación entre el RWA y la participación política no convencional/disruptiva en dos ámbitos que no solo habitan espacios geográficos distintos, sino que, además, poseen actitudes políticas bastante diferentes: (a) la población del ámbito urbano, y (b) la población que habita las zonas rurales del resto del país. Se sostiene que las realidades sociales y políticas de estas dos poblaciones son bastante diferentes y que han determinado su posición frente a la participación política no convencional/disruptiva, para lo que se propusieron cuatro hipótesis.

En relación con el ámbito urbano:

- H1: La participación política disruptiva se asociará de manera inversa y proporcional al RWA.
- H2: La participación política disruptiva se asociará de manera inversa y proporcional al RWA, luego de controlar otros predictores relevantes.
- En relación con el ámbito rural:
- H3: La participación política disruptiva se asociará de manera directa y proporcional al RWA.
- H4: La participación política disruptiva se asociará de manera directa y proporcional al RWA, luego de controlar otros predictores relevantes.

Método

Participantes

Para obtener muestras representativas de los dos ámbitos geográficos estudiados se utilizó un tipo de muestreo probabilístico polietápico por conglomerados y estratificado por ámbito geográfico (N = 945). Según el ámbito de residencia, 789 (83.49%) participantes residen en el ámbito urbano y 156 (16.51%) en el ámbito rural. La media de edad fue de 38.92 años (DT = 15.23). La distribución por nivel socioeconómico fue: NSE A/B (alto y medio alto) 22.86%, NSE C (medio) 31.32% y NSE D/E (medio bajo y bajo) 45.82%; sexo: masculino 48.84% y femenino 50.16%.

En el caso del ámbito urbano se seleccionaron las manzanas que han sido codificadas por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (INEI, 2008) en la cartografía digital de las zonas urbanas. Con esta muestra los resultados tienen un margen de error de $\pm 3.49\%$ y un nivel de confianza del 95%, considerando las variables de proporción (participación en protestas, participación en huelgas, entre otros). En el ámbito urbano se aproximó bastante bien los parámetros poblacionales para las variables demográficas más importantes: media de edad fue 38.77 (DT = 15.36), NSE A/B 26.74%, NSE C 34.73% y NSE D/E 38.53%, sexo: masculino 48.92% y femenino 51.08%.

Por otro lado, en el ámbito rural se realizó una selección aleatoria de centros poblados con menos de 200 viviendas. Posteriormente, en cada centro poblado escogido se realizó una selección de viviendas mediante el método de rutas aleatorias. Con este procedimiento, los resultados poseen un margen de error de $\pm 7.85\%$ y un nivel de confianza del 95%. En el ámbito urbano se aproximó bastante bien los parámetros poblacionales para las variables demográficas más importantes: media de edad fue 39.67 (DT = 14.60), nivel socioeconómico A/B 3.21%, NSE C 14.10% y NSE D/E 82.69%, sexo: masculino 56.41% y femenino 43.59%.

Instrumentos

Autoritarismo de Ala Derecha (RWA)

Se utilizó una escala reducida de seis ítems, diseñada para ser utilizada en muestras de gran tamaño, adaptada al español por Rottenbacher y Córdova (2014) de la escala abreviada de RWA de Zakrisson (2005). Un ejemplo de ítem de esta escala es: “Nuestro país necesita un líder poderoso que pueda enfrentar a los radicales e inmorales que actualmente imperan en nuestra sociedad”. La escala utilizó una opción de respuesta tipo Likert de 10 puntos, en la que: 1 = “Completamente en desacuerdo” y 10 = “Completamente de acuerdo”. Se realizó un análisis factorial que confirmaba la estructura unidimensional de la escala en las dos muestras que forman parte del presente estudio. El valor del alfa de Cronbach fue de .84 en el ámbito urbano y .86 en el ámbito rural.

Participación política no convencional/disruptiva

Para evaluar la participación política disruptiva se utilizó una escala que registra el involucramiento en distintas manifestaciones de acción política directa tanto legales como ilegales: protestas públicas, huelgas y bloqueo de carreteras. La opción de respuesta es una escala Likert de 3 puntos, en la que: 1 = “Nunca lo haría”, 2 = “Podría hacerlo” y 3 = “Lo ha hecho”. Se realizó un análisis factorial confirmatorio, apoyado en un análisis exploratorio de componentes principales, para confirmar la estructura unidimensional de la escala. La consistencia interna final de la escala fue de .78 en el ámbito urbano y .81 en el ámbito rural.

Variables de control

Confianza política. Para evaluar la confianza política se utilizó una escala que evalúa el grado de acuerdo sobre una serie de afirmaciones sobre el rol que cumplen los políticos a cargo del Gobierno. Un ejemplo de estas afirmaciones es el ítem 3 de la escala: “La mayoría de los políticos están en política solo por lo que pueden obtener de ella”.

La opción de respuesta es una escala Likert de 4 puntos, en la que: 1 = “Muy de acuerdo” y 4 = “Muy en desacuerdo”. Se realizó un análisis factorial confirmatorio, apoyado en un análisis exploratorio de componentes principales, para confirmar la estructura unidimensional de la escala. La consistencia interna final de la escala fue de .65 en el ámbito urbano y .75 en el ámbito rural.

Variabes sociodemográficas. Se evaluaron características sociodemográficas de los participantes como la edad, sexo (0 = “Masculino”, 1 = “Femenino”) y nivel socioeconómico (1 = “NSE A”, 2 = “NSE B”, 3 = “NSE C”, 4 = “NSE D” y 5 = “NSE E”). La clasificación por nivel socioeconómico (NSE), utilizada en estudios de opinión pública en el Perú del Instituto de Opinión Pública de la Pontificia Universidad Católica del Perú (IOP-PUCP, 2019a, 2019b, 2019c, ahora PULSO PUCP), agrupa a la población en cinco estratos según nivel educativo, ocupación y acceso a servicios: A/B, C y D/E.

Procedimiento

En el marco del Estudio sobre Conflictos Sociales en el Perú del Instituto de Opinión Pública de la Pontificia Universidad Católica del Perú (IOP-PUCP, ahora PULSO PUCP), la información se recolectó en noviembre de 2011 mediante entrevistas cara a cara en la puerta del domicilio, siempre con la autorización del entrevistado y conforme a la normativa vigente establecida por la PUCP para los estudios de opinión pública (PUCP, 2013). Tras la recolección, el IOP-PUCP centralizó y depuró los cuestionarios y, en 2019, publicó la base completamente anonimizada en el repositorio de datos abiertos de PULSO PUCP. El presente estudio emplea dicho conjunto de datos secundarios y los analiza mediante los paquetes estadísticos SPSS 21 y AMOS 21.

Análisis de datos

En primer lugar, se realizó un proceso de limpieza de la data y evaluación de su consistencia, en el cual se retiraron todos los registros con al menos un valor perdido en alguna de las variables de interés

para el presente estudio (no se realizó imputación para el reemplazo de valores perdidos). En segundo lugar, se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios para todas las escalas utilizadas. En tercer lugar, se obtuvieron los estadísticos de confiabilidad de los instrumentos. Asimismo, se realizaron análisis estadísticos descriptivos y contrastes de medias en los niveles de participación política no convencional en función de variables sociodemográficas. Posteriormente utilizando análisis de correlación y modelos de regresión lineal múltiple se evaluó el efecto del RWA sobre el nivel de participación política disruptiva en ambos ámbitos.

Resultados

Análisis de correlaciones

Al analizar el tipo de relación que existe entre la participación disruptiva (PPD), el RWA y las demás variables de estudio en el ámbito urbano, se observaron algunas correlaciones significativas (ver Tabla 1). La PPD presentó una correlación pequeña e inversa con el RWA ($r = .141$, $p < .001$). Esto es, a mayor nivel de RWA, menor nivel de involucramiento en participación política disruptiva. También es de resaltar que las variables que correlacionaron más alto con la PPD fueron la participación política no disruptiva (PPND), con una correlación moderada y directa ($r = .479$, $p < .001$), el NSE, con una correlación pequeña y directa ($r = .197$, $p < .001$) y sexo, con una correlación pequeña e inversa ($r = -.084$, $p < .05$).

En relación a las variables de control, el RWA mostró una correlación pequeña e inversa con la confianza política, la cual a su vez presentó una correlación pequeña y directa con el NSE. Además, se encontró que los hombres presentaron un mayor nivel de PPD ($M = 1.43$, $DT = 0.51$) en comparación con las mujeres ($M = 1.34$, $DT = 0.45$), $t(766.968) = 2.369$, $p = .018$.

Tabla 1

Correlaciones entre las variables en el ámbito urbano

| | M | DT | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-----------------------|------|------|----------|---------|-------|---------|
| 1. PPD | 1.38 | 0.48 | | | | |
| 2. RWA | 7.64 | 1.70 | -.141*** | | | |
| 3. PPND | 1.79 | 0.42 | .479*** | -.009 | | |
| 4. Confianza política | 1.76 | 0.50 | .025 | -.121** | -.052 | |
| 5. Edad | - | - | -.058 | .031 | -.069 | -.059 |
| 6. Sexo | - | - | -.084* | -.014 | .000 | .035 |
| 7. NSE | - | - | .197*** | -.013 | .012 | .144*** |

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

La Tabla 2 muestra el análisis de correlación entre las variables de estudio en el ámbito rural, se observaron pocas correlaciones significativas. En cuanto a la correlación entre la PPD y el RWA, se encontró que ambas variables no se correlacionan de manera significativa ($r = -.089$, $p > .05$). También, al igual que en el caso del ámbito urbano, destaca que, la PPD y PPND presentan una correlación grande y directa ($r = .606$, $p < .001$). Además, se encontró que los hombres presentaron mayor nivel de PPND ($M = 1.85$, $DT = 0.48$) en comparación con las mujeres ($M = 1.65$, $DT = 0.47$), $t(154) = 2.513$, $p = .013$.

Tabla 2

Correlaciones entre las variables en el ámbito rural

| | M | DT | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-----------------------|------|------|---------|-------|--------|-------|
| 1. PPD | 1.62 | 0.59 | | | | |
| 2. RWA | 7.48 | 1.90 | -.089 | | | |
| 3. PPND | 1.76 | 0.48 | .606*** | -.059 | | |
| 4. Confianza política | 1.94 | 0.48 | .018 | -.136 | -.097 | |
| 5. Edad | - | - | -.025 | -.083 | .010 | -.054 |
| 6. Sexo | - | - | -.108 | .063 | -.198* | .011 |
| 7. NSE | - | - | -.044 | -.062 | -.004 | .021 |

Nota. * $p < .05$, *** $p < .001$.

Modelos de regresión lineal

La Tabla 3 muestra el cálculo de dos modelos de regresión lineal que evalúan el rol predictor del RWA sobre la PPD en el ámbito urbano. En el modelo 1 solo se consideró al RWA como única variable predictora; mientras que el modelo 2 se evaluó el rol predictor del RWA cuando se controlan el resto de variables relevantes. En el modelo 1 destaca que el RWA predice de manera inversa y proporcional la PPD ($\beta = -.040$, $p < .001$). Esto es, mayores niveles de RWA predicen una menor PPD.

En el modelo 2, con la inclusión del resto de variables de control, se corroboraba que el RWA mantiene su rol predictor sobre la PPD ($\beta = -.038$, $p < .001$). En cuanto al resto de las variables del modelo, destaca que la PPND predice de manera directa y proporcional la PPD ($\beta = .542$, $p < .001$); asimismo, el NSE también predice la PPD de manera directa y proporcional ($\beta = .095$, $p < .001$). Asimismo, al hacer lectura de los coeficientes estandarizados, se observa que el predictor más importante de la PPD es la PPND. Este segundo modelo de regresión lineal múltiple calculado explica el 29% de la varianza de la PPD.

Por otro lado, la Tabla 4 muestra el cálculo de dos modelos de regresión lineal que evalúan el rol predictor del RWA sobre la PPD en el ámbito rural. Como en el caso anterior, en el modelo 3 solo se consideró al RWA como única variable predictora; mientras que el modelo 4 evaluó el rol predictor del RWA cuando se controlan el resto de variables relevantes. En el modelo 3 destaca que el RWA no es un predictor significativo de la PPD ($\beta = -.028$, $p > .05$). Esto es, mayores niveles de RWA no predicen de manera significativa un menor involucramiento en PPD.

En el modelo 4, con la inclusión del resto de variables relevantes, también se observó que el RWA no presenta un efecto predictor significativo sobre la PPD cuando se controla el resto de variables relevantes ($\beta = -.015$, $p > .05$). En este cuarto modelo destaca que solo la PPND predice de manera directa y proporcional la PPD ($\beta = .754$, $p < .001$). Con una única variable predictora, este cuarto modelo de regresión lineal múltiple explica el 35% de la varianza de la PPD.

Tabla 3

Análisis de regresión jerárquica sobre el nivel de participación política disruptiva (ámbito urbano)

| | Modelo 1 | Modelo 2 | Coeficiente Estandarizado | Intervalo de confianza al 95% | | Tolerancia |
|--------------------------|------------------|------------------|---------------------------|-------------------------------|-----------|------------|
| | | | | Lim. Inf. | Lim. Sup. | |
| 1. RWA | -.040*** | -.038*** | -.135 | -.055 | -.021 | .984 |
| 2. PPND | | .542*** | .475 | .475 | .610 | .992 |
| 3. Confianza política | | .007 | .007 | -.051 | .066 | .958 |
| 4. Edad | | .000 | -.016 | -.002 | .001 | .991 |
| 5. Sexo | | -.099** | -.102 | -.156 | -.042 | .992 |
| 6. NSE | | .095*** | .196 | .066 | .124 | .973 |
| <i>F</i> | 16.060*** | 54.501*** | | | | |
| <i>Gl</i> | (1, 787) | (6, 782) | | | | |
| R ² corregida | .019 | .289 | | | | |

Nota. Los valores de B, Intervalos de confianza y tolerancia corresponden al modelo 2. ** p < .01, *** p < .001.

Tabla 4

Análisis de regresión jerárquica sobre el nivel de participación política disruptiva (ámbito rural)

| | Modelo 3 | Modelo 4 | Coeficiente Estandarizado | Intervalo de confianza al 95% | | Tolerancia |
|--------------------------|----------|------------------|---------------------------|-------------------------------|-----------|------------|
| | | | | Lim. Inf. | Lim. Sup. | |
| 1. RWA | -.028 | -.015 | -.050 | -.056 | .025 | .962 |
| 2. PPND | | .754*** | .614 | .593 | .915 | .948 |
| 3. Confianza política | | .087 | .070 | -.074 | .248 | .966 |
| 4. Edad | | -.001 | -.024 | -.006 | .004 | .944 |
| 5. Sexo | | .025 | .021 | -.131 | .181 | .946 |
| 6. NSE | | -.033 | -.042 | -.133 | .068 | .953 |
| <i>F</i> | 1.239 | 15.074*** | | | | |
| <i>Gl</i> | (1,154) | (6,149) | | | | |
| R ² corregida | 0.008 | .353 | | | | |

Nota. Los valores de B, Intervalos de confianza y tolerancia corresponden al modelo 4. *** p < .001.

Discusión

Los resultados de esta investigación corroboran parcialmente lo que planteaban las hipótesis del estudio. El comportamiento de las variables analizadas y de las relaciones de influencia entre ellas difieren con respecto a la población en la cual sean estudiadas. Por un lado, en el ámbito urbano, el comportamiento de las variables es más coherente con las propuestas teóricas acerca del RWA (Jost et al., 2013). En contraste, en el ámbito rural, no se encuentra relación entre el RWA y la participación política disruptiva.

Los modelos 1 y 2 lograron corroborar las dos primeras hipótesis del estudio (H1 y H2): en el ámbito urbano la participación política disruptiva se relaciona de manera inversa y proporcional al RWA, más aún, esta relación sigue siendo significativa luego de controlar el efecto de otras variables relevantes. En contraste, con respecto a las hipótesis planteadas para el ámbito rural (H3 y H4), ninguna pudo ser corroborada: en el ámbito rural no existe relación entre el RWA y la participación política disruptiva.

En el contexto político y social del Perú, los resultados obtenidos en este estudio son consistentes con lo que se observa en la realidad. En el ámbito urbano, donde se ubican los centros del poder político y económico del país, la defensa del orden social, que se expresa a través del RWA está inversamente relacionada con el uso de diversos mecanismos de acción política directa que amenacen su preservación. Aquí los individuos con mayores niveles de autoritarismo tienden a buscar con mayor intensidad la preservación del status quo porque este resulta favorable para los intereses de la población. De esta manera, el RWA también expresaría una defensa hacia las autoridades percibidas como legítimas y hacia las acciones que estas promueven, por lo que, el uso de cualquier mecanismo de participación política directa que cuestione esta legitimidad es rechazado.

Algo diferente se observa en el ámbito rural donde lo legítimo es utilizar los mecanismos de participación política disruptiva. Los individuos con un alto nivel de autoritarismo tienden a tener una confianza inquebrantable en aquellos que son vistos como una autoridad

establecida (Jost et al., 2009, Solak et al., 2021); sin embargo, esta es una situación compleja en la que los individuos altamente autoritarios también tienden a promover el cambio de un status quo que les desfavorece (Porter, 2008). Como sostiene Melendez (2012) lo legítimo y por ello lo que se defiende es la propia acción política de la población por más que involucre manifestaciones disruptivas de participación política. Lo que en el ámbito urbano se percibe como legítimo, es decir, las acciones del Gobierno peruano, en el ámbito rural presenta muy poca legitimidad. En contraste, lo que en el ámbito rural es percibido como legítimo, es decir, las protestas, huelgas y bloqueo de carreteras de la población frente a demandas insatisfechas, en el ámbito urbano es percibido como una alteración al orden social que carece de legitimidad, y que por lo tanto debe ser reprimido incluso mediante el uso de la fuerza (Carrión et al., 2020).

Desde el punto de vista teórico, los hallazgos reafirman la importancia de analizar el autoritarismo de derecha (RWA) en relación con las condiciones contextuales que lo activan o modulan. En el ámbito urbano, el hecho de que el RWA inhiba la participación política disruptiva puede interpretarse no solo como adhesión al orden social, sino también como un reflejo de actitudes conservadoras que deslegitiman el disenso en contextos democráticos. Este resultado plantea interrogantes relevantes sobre el papel del autoritarismo en la reproducción de la estabilidad institucional a costa del silenciamiento de demandas legítimas. En contraste, en el ámbito rural, la falta de asociación entre el RWA y la protesta política sugiere que las formas de participación se explican más por la exclusión institucional que por las creencias ideológicas de los individuos. Es decir, incluso entre ciudadanos con tendencias autoritarias, la protesta puede persistir cuando el Estado no ofrece vías legítimas para canalizar las demandas.

Desde una perspectiva práctica, estos hallazgos refuerzan la necesidad de fortalecer los mecanismos de participación política institucional —particularmente en zonas rurales— como forma de reducir la dependencia de acciones disruptivas sin apelar a su represión. La legitimidad del orden político no debería depender de la inhibición autoritaria del disenso, sino de la capacidad del sistema democrático para incorporar las voces ciudadanas. Así, el fortalecimiento de canales

formales de participación se vuelve una tarea necesaria independientemente del grado de autoritarismo presente en la ciudadanía, pues permite responder a las demandas sociales por medios legítimos, reduciendo tensiones y fortaleciendo la cohesión democrática.

Limitaciones. Una limitación importante del estudio se relaciona con el momento de recolección de los datos, realizado en noviembre de 2011. Si bien se trata de información representativa a nivel nacional y especialmente valiosa por abordar una temática poco explorada en el contexto peruano, es necesario considerar que el tiempo transcurrido podría afectar la validez externa de los resultados. En catorce años, pueden haberse producido variaciones en las formas de participación política o en las actitudes autoritarias de la población. Por ello, se sugiere interpretar los hallazgos con cautela en cuanto a su generalización al presente. Esta advertencia no resta valor analítico a los resultados, sino que señala la importancia de continuar investigando con datos más recientes que permitan contrastar o profundizar las relaciones identificadas en este estudio.

Adicionalmente, como todo estudio de diseño correlacional, los resultados no permiten establecer relaciones causales entre las variables analizadas, lo que limita las inferencias sobre la direccionalidad de las asociaciones identificadas. Futuras investigaciones podrían superar esta limitación mediante el uso de diseños longitudinales o experimentales, que permitan explorar con mayor precisión los mecanismos causales subyacentes.

Para concluir, los hallazgos de esta investigación en muestras representativas de amplios sectores de la sociedad peruana señalan algunas limitaciones que podrían ser consideradas en futuras investigaciones para añadir profundidad a la amplitud que este estudio ha tenido, incorporando otras variables asociadas con la participación política, como emociones, la eficacia colectiva, e incluso la identificación con el grupo rural o urbano, y la identidad nacional. También podrían explorarse estas temáticas desde perspectivas metodológicas mixtas, longitudinales o experimentales, para darle mayor trayectoria a la comprensión de la variedad de estas participaciones políticas no convencionales/distruptivas que son parte del contexto del Perú.

Referencias

- Altemeyer, B. (1996). *The authoritarian specter*. Harvard University Press.
- Altemeyer, R. (1981). *Right-wing authoritarianism*. University of Manitoba.
- Altemeyer, R. (1988). *Enemies of freedom: Understanding right-wing authoritarianism*. Jossey-Bass.
- Altemeyer, R. (1998). The other “authoritarian personality.” En Zanna, M. (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 30, pp. 47-91). Academic Press.
- Altemeyer, R. (2004). Highly dominating, highly authoritarian personalities. *The Journal of Social Psychology*, 144(4), 421-447.
- Alvarez, R., Katz, G., Levin, I., & Núñez, L. (2020). Conventional and unconventional participation in Latin America: a hierarchical latent class approach. *Political Science Research and Methods*, 9, 878-888. <https://doi.org/10.1017/psrm.2020.35>
- Azevedo, F., & Jost, J. T. (2021). The ideological basis of antiscientific attitudes: Effects of authoritarianism, conservatism, religiosity, social dominance, and system justification. *Group Processes and Intergroup Relations*, 24(4), 518-549. <https://doi.org/10.1177/1368430221990104>
- Buechler, S. M. (2000). *Social movements in advanced capitalism*. Oxford University Press.
- Carrión, J., Seligson, M., & Zárate, P. (2010). Cultura política de la democracia en Perú: consolidación democrática en las Américas en tiempos difíciles. Instituto de Estudios Peruanos. <https://www.vanderbilt.edu/lapop/peru/2010-culturapolitica.pdf>
- Carrión, J., Seligson, M., & Zárate, P. (2012). *Cultura política de la democracia en Perú: Hacia la igualdad de oportunidades*. Instituto de Estudios Peruanos. <https://www.vanderbilt.edu/lapop/peru/Peru-2012-Report.pdf>
- Carrión, J., Zárate, P., Boidi, F., & Zechmeister, E. (2020). *Cultura política de la democracia en Perú y en las Américas, 2018/19: Tomándole el pulso a la democracia*. Instituto de Estudios Peruanos. <https://www.vanderbilt.edu/lapop/peru/AB2018-19-Peru-Country-Report-Final-W-200811.pdf>

- Choma, B. L., & Hanoch, Y. (2017). Cognitive ability and authoritarianism: Understanding support for Trump and Clinton. *Personality and Individual Differences*, 106, 287-291. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.10.054>
- Cottam, M., Dietz-Uhler, B., Mastors, E., & Preston, T. (2004). *Introduction to Political Psychology*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Denzau, A., & North, D. (1994). Shared Mental Models: Ideologies and Institutions. *Kyklos*, 47(1), 3-31. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.1994.tb02246.x>
- Duckitt, J., & Sibley, C. (2010). Personality, Ideology, Prejudice, and Politics: A Dual-Process Motivational Model Duckitt y Sibley Dual-Process Motivational Model. *Journal of Personality*, 78(6), 1861-1894.
- Ekman, J., & Amnå, E. (2012). Political participation and civic engagement: Towards a new typology. *Human Affairs*, 22(3), 283-300. <https://doi.org/10.2478/s13374-012-0024-1>
- Erikson, R., & Tedin, K. (2003). *American Public Opinion* (6ta. Edición). Longman.
- Fernández, E., & García, F. (2008). Rethinking the Sources of Participation: A Case Study of Spain. *European Sociological Review*, 24, 479-493. <https://doi.org/10.1093/ESR/JCN014>.
- Instituto de Opinión Pública (Pontificia Universidad Católica del Perú (IOP PUCP). (2019a). *Estudio Representación Política y Conflictos Sociales - Noviembre 2012* [Base de datos]. Lima, Perú. Recuperado de <https://datos.pucp.edu.pe/dataset.xhtml?persistentId=hdl:20.500.12534/7IHNLW>
- Instituto de Opinión Pública (Pontificia Universidad Católica del Perú (IOP PUCP) (2019b). *Estudio sobre Opiniones y Actitudes Políticas, incluye preguntas sobre Identidad Nacional y el Tema del Agua - Julio 2007* [Base de datos]. Lima, Perú. Recuperado de <https://hdl.handle.net/20.500.12534/TV95A5>
- Instituto de Opinión Pública (Pontificia Universidad Católica del Perú (IOP PUCP) (2019c). *Estudio Panel de Comunicación y Opinión Pública - 2013* [Base de datos]. Lima, Perú. Recuperado de: <https://hdl.handle.net/20.500.12534/BMZYXU>

- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) (2008). *Censos Nacionales 2007 XI de Población y VI de Vivienda*. Lima: INEI.
- Janos, E., Espinosa, A., & Pacheco, M. (2018). Bases Ideológicas de la Percepción del Sistema Normativo y el Cinismo Político en Adultos de Sectores Urbanos del Perú. *Psykhé (Santiago)*, 27(1), 1-14. <https://dx.doi.org/10.7764/psykhe.27.1>
- 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(2), 197-208. <https://doi.org/10.1177/0146167211422544>
- Jost, J., Federico, C., & Napier, J. (2009). Political ideology: Its structure, functions, and elective affinities. *Annual Review of Psychology*, 60, 307-337.
- Jost, J. T., Chaikalis-Petritsis, V., Abrams, D., Sidanius, J., van der Toorn, J., & Bratt, C. (2011). Why Men (and Women) Do and Don't Rebel: Effects of System Justification on Willingness to Protest. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38(2), 197-208. <https://doi.org/10.1177/0146167211422544>
- Jost, J. T., Federico, C. M., & Napier, J. L. (2013). Political ideologies and their social psychological functions. En M. Freeden & M. Stears (Eds.), *The Oxford handbook of political ideologies* (pp. 232-250). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhdb/9780199585977.013.0024>
- Jost, J., Glaser, J., Kruglanski, A., & Sulloway, F. (2003). Political Conservatism as Motivated Social Cognition. *Psychological Bulletin*, 129(3), 339-375.
- Kaim, M. (2021). Rethinking modes of political participation: The conventional, unconventional, and alternative. *Democratic Theory*, 8(1), 50-70.
- Klandermans, B., & van Stekelenburg, J. (2013). Social movements and the dynamics of collective action. In L. Huddy, D. O. Sears, & J. S. Levy (Eds.), *The Oxford handbook of political psychology* (2nd ed., pp. 774-811). Oxford University Press.

- Manson J. H. (2020). Right-wing Authoritarianism, Left-wing Authoritarianism, and pandemic-mitigation authoritarianism. *Personality and Individual Differences*, 167, 110251. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110251>
- Meléndez, C. (2012). *La soledad de la política: transformaciones estructurales, intermediación política y conflictos sociales en el Perú, 2000-2012*. Lima: Aerolíneas Editoriales.
- Meléndez, C. (2019). *El mal menor. Vínculos políticos en el Perú posterior al colapso del sistema de partidos*. Instituto de Estudios Peruanos.
- Munger, K., Bonneau, R., Jost, J., Nagler, J., & Tucker, J. (2015). Elites tweet to get feet off streets: *Measuring elite reaction to protest using social media*. NYU Social Media and Political Participation (SMaPP) Lab.
- Nagel, T. (1987). *Participation*. Prentice-Hall.
- Pitti, I. (2018). Unconventional Political Participation: *An Overview*, 7-21. https://doi.org/10.1007/978-3-319-75591-5_2
- Pontificia Universidad Católica del Perú. (2013). *Comité de Ética para la Investigación con Seres Humanos y Animales: Reglamento y manual de procedimientos* <https://textos.pucp.edu.pe/pdf/4332.pdf>
- Porter, J. R. (2008). Using structural equation modeling to examine the relationship between political cynicism and right-wing authoritarianism. *Sociological Spectrum*, 28, 36-54.
- Rivera-Pichardo, E. J., Jost, J. T., & Benet-Martínez, V. (2022). Internalization of inferiority and colonial system justification: The case of Puerto Rico. *Journal of Social Issues*. 78(1), 79-106. <https://doi.org/10.1111/josi.12437>
- Rottenbacher, J. M. (2012). Conservadurismo político y rigidez cognitiva en una muestra de estudiantes y egresados universitarios de la ciudad de Lima. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 30(2), 257-271. <https://revistas.urosario.edu.co/index.php/apl/article/view/1768/1962>
- Rottenbacher, J.M., & Córdova, C. (2014). El Autoritarismo y la justificación de la inequidad como condicionantes ideológicos de los niveles de deliberación y participación política. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 32(3), 495-513. <https://doi.org/10.12804/apl32.03.2014.10>

- Rottenbacher, J. M., & Molina, J. (2013). Intolerancia a la ambigüedad, conservadurismo político y justificación de la equidad económica, legal y étnica en la ciudad de Lima-Perú. *Revista Colombiana de Psicología*, 22(2), 253-274. http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0121-54692013000200003&lng=en&tlng=es
- Rottenbacher, J. M., & Schmitz, M. (2013). Condicionantes ideológicos de la criminalización de la protesta social y apoyo a la democracia en una muestra limeña. *Revista de Psicología*, 31(2), 371-394. http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0254-92472013000200009&lng=es&tlng=es
- Simon, B., & Klandermans, B. (2001). Politicized collective identity: A social psychological analysis. *American Psychologist*, 56(4), 319-331. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.4.319>
- Solak, N., Tamir, M., Sümer, N., Jost, J. T., & Halperin, E. (2021). Expressive suppression as an obstacle to social change: Linking system justification, emotion regulation, and collective action. *Motivation and Emotion*, 45(5), 661-682. <https://doi.org/10.1007/s11031-021-0988>
- Vargas-Salfate, S., Liu, J., & Zúñiga, H. (2019). Right-Wing Authoritarianism and National Identification: The Role of Democratic Context. *International Journal of Public Opinion Research*. <https://doi.org/10.1093/IJPOR/EDZ026>
- Wilson, M., & Sibley, C. (2013). Social Dominance Orientation and Right-Wing Authoritarianism: Additive and Interactive Effects on Political Conservatism. *Political Psychology*, 34, 277-284. <https://doi.org/10.1111/J.1467-9221.2012.00929.X>
- Zakrisson, I. (2005). Construction of a short version of the Right-Wing Authoritarianism (RWA) scale. *Personality and Individual Differences*, 39(5), 863-872.

Recibido: 13/11/2024

Revisado: 29/04/2025

Aceptado: 21/07/2025