

EVALUACIÓN PSICOMÉTRICA DE UNA ESCALA DE CREENCIAS CONSPIRATIVAS PARA POBLACIÓN PERUANA

FABRIZIO LÓPEZ DE POMAR
<https://orcid.org/0000-0002-9972-8987>
Sociedad Secular Humanista del Perú

BENJAMÍN LIRA LUTTGES
<https://orcid.org/0000-0001-5328-0657>
Universidad de Pensilvania

Correo electrónico: lopezdepomar.fabrizio@ssh.org.pe

Recibido: 10 de mayo del 2022 / Aceptado: 13 de junio del 2022
doi: [https://doi.org/10.26439/persona2022.n025\(1\).5870](https://doi.org/10.26439/persona2022.n025(1).5870)

RESUMEN. El pensamiento conspirativo es la tendencia a atribuir las causas de problemas importantes a complotos secretos organizados por personas que buscan causar daño a la sociedad. Si bien este pensamiento tiene consecuencias importantes, no se encuentran instrumentos validados que permitan medirlo en español. El presente estudio busca cerrar esta brecha al traducir y adaptar la General Conspiracist Beliefs Scale (GCBS) al español y analizar sus evidencias de validez y confiabilidad. Para ello, se reclutó a 316 participantes en las redes sociales y se analizó la adecuación psicométrica de la prueba. Para las evidencias de validez provenientes de la estructura factorial de la prueba, se confirmó una estructura de tres factores: conspiraciones políticas, científicas y alienígenas. Las evidencias de validez provenientes del contenido de la prueba fueron adecuadas de acuerdo al coeficiente V de Aiken. Las personas con mayores niveles de pensamiento conspirativo tuvieron también respuestas consistentes en una escala de pensamiento conspirativo de un ítem, confiaban menos en la efectividad de prácticas científicas (y más en prácticas pseudocientíficas) y exhibieron menores niveles de reflexión cognitiva, evidenciando validez proveniente de las relaciones con otras variables. En conclusión, la GCBS es una medida adecuada del pensamiento conspirativo en español.

Palabras clave: pensamiento conspirativo / reflexión cognitiva / psicometría / pensamiento crítico

PSYCHOMETRIC ANALYSIS OF A SCALE OF CONSPIRATIVE BELIEFS IN PERUVIAN POPULATION

ABSTRACT. Conspiratorial thinking is the tendency to attribute the causes of significant problems to secret plots schemed by people seeking to harm society. Although this trend has important consequences, there are no validated instruments that allow it to be measured in Spanish. The present study seeks to close this gap by translating and adapting the General Conspiracist Beliefs Scale (GCBS) into Spanish and analyzing its validity and reliability. For this, 316 participants were recruited from social networks to analyze the psychometric adequacy of the test. The validity evidence for the factorial structure of the test was confirmed with a structure of three factors: political, scientific, and alien conspiracies. Evidence of validity from the content of the test was adequate according to Aiken's V coefficient. People with higher levels of conspiratorial thinking also had consistent responses on a conspiratorial thinking scale of one item; they trusted less in the effectiveness of scientific practices (and more in pseudoscientific practices) and exhibited lower levels of cognitive reflection, evidencing validity from the relationships with other variables. In conclusion, the GCBS is an adequate measure of conspiratorial thinking in Spanish.

Keywords: conspiratorial thinking / cognitive reflection / psychometrics / critical thinking

INTRODUCCIÓN

La pandemia por el COVID-19 es un evento a escala mundial cuyas consecuencias se siguen observando, principalmente en cifras sensibles de salud y economía que varían de acuerdo a cada región, país y persona. Un evento de tal magnitud, que ha implicado un importante cambio en los hábitos, genera un alto nivel de angustia e incertidumbre y detona así una necesidad natural de búsqueda de un equilibrio para la propia vida (Fritsche et al., 2017; Van Prooijen & Douglas, 2017), como indica la teoría del control compensatorio (Kay et al., 2009; Rutjens et al., 2013). En un contexto como el actual, donde el miedo es capaz de escalar a gran velocidad gracias a las redes sociales y sensibilizar aún más a las personas (Kramer et al., 2014), las teorías conspirativas emergen como una posible fuente de explicación para grandes eventos críticos.

Una teoría conspirativa puede ser entendida como aquella que explica las causas últimas de problemas significativos aludiendo a complots secretos urdidos entre dos o más actores poderosos (Dentith & Orr, 2017; Keeley, 1999). Las teorías conspirativas reducen la frustración experimentada a la hora de entender causas complejas (Ellis, 2020; Douglas et al., 2017; Leman & Cinnirella, 2007; Van Prooijen & Douglas, 2017) al permitir un cierre cognitivo (Marchlewska et al., 2018), al mismo tiempo que refuerzan un sesgo contra los grupos poderosos o dominantes (Wood et al., 2012).

Vistas así, las teorías de conspiración funcionan como fuente de calma y certidumbre para quienes las defienden, promueven un constante cuestionamiento de las jerarquías de poder y un fuerte llamado a la transparencia por parte de los gobiernos (Clarke, 2002; Dagnall et al., 2015; Swami & Coles, 2010), lo cual debe ser reconocido como favorable para la democracia y el fortalecimiento de las instituciones. Sin embargo, los prejuicios de dichas teorías conspirativas parecen ser mayores que sus posibles beneficios, a juzgar por los elementos que constituyen dicho razonamiento y por sus consecuencias.

Los defensores de las teorías conspirativas, en su búsqueda por explicaciones para las grandes crisis, pueden adoptar posturas extremistas como la polarización política (Van Prooijen et al., 2015) y generar animadversión y fortalecer prejuicios contra grupos considerados como responsables de un fenómeno complejo (Jolley et al., 2020; Kofta et al., 2020; Marchlewska et al., 2019; Oleksy et al., 2021). Así también, pueden negar consensos de la comunidad científica como la relación entre fumar y cáncer de pulmón (Lewandosky et al., 2013) o el cambio climático y mostrar como consecuencia una menor responsabilidad para con el medio ambiente (Lahrach & Furnham, 2017; Lewandosky et al., 2015; Uscinski et al., 2017; Uscinski & Olivella, 2017). Tienden a desafiar recomendaciones médicas, como, por ejemplo, adoptar medidas anticonceptivas (Ball, 2016; Ford et al., 2013) o vacunarse (Jolley & Douglas, 2014; Teovanović et al., 2021), confiar más en fuentes médicas alternativas (Oliver & Wood, 2014), así como no respetar la cuarentena, como ocurrió en la epidemia del ébola (Earnshaw et al., 2016). Con respecto a la

pandemia del COVID-19 y la creencia en teorías conspirativas, el campo sigue en constante crecimiento, como demuestran trabajos recientes (ver Cassese et al., 2020; Chen et al., 2020; Desta & Mulugueta, 2020; Kim & Kim, 2021; Oleksy et al., 2021; Teovanović et al., 2021).

De acuerdo a la literatura, las personas con mayor adherencia a las teorías conspirativas tienden a asignar una explicación causal a situaciones que ocurren en simultáneo (correlación) o incluso de manera aleatoria (Van der Wal et al., 2018; Van Prooijen et al., 2018), presentan una baja habilidad para el pensamiento crítico (Lantian et al., 2021), manifiestan una preferencia por el procesamiento de la información de manera más intuitiva que analítica (Čavojoová et al., 2020; Denovan et al., 2020; Kim & Kim, 2021; Swami et al., 2014) e, incluso, se ha indicado también la falta de una adecuada literacidad científica y una deficiente evaluación de la calidad de la información recibida a través de los medios (Čavojoová et al., 2020; Kim & Kim, 2021). Asimismo, se ha señalado que quienes defienden creencias conspirativas presentan una mayor confianza en factores subjetivos (Brotherton & French, 2014; Dagnall et al., 2014, Dagnall et al., 2017), hiperactividad en la detección de agencia (Hart & Graether, 2018), así como la presencia de emociones negativas que conllevan a la adopción de teorías conspirativas (Kim & Kim, 2021).

En el campo de la psicología de las creencias conspirativas se cuenta con distintas escalas para su estudio. Una de las más usadas internacionalmente es la *Generic Conspiracist Beliefs Scale* (GCBS) de Brotherton et al. (2013). Los autores crearon una escala que mide las creencias conspirativas a un nivel general, en respuesta a las limitaciones que encontraron en las pruebas con teorías conspirativas particulares. Es decir, descontextualizaron las creencias para que puedan ser evaluadas en distintas poblaciones. En su trabajo presentan como resultado final una escala compuesta por quince ítems y cinco factores: *government malfeasance* (GM) que alude a actividades criminales llevadas a cabo por los gobiernos; *extraterrestrial cover-up* (ET), relacionado con el engaño con respecto a la existencia de alienígenas; *malevolent global* (MG), referido a la existencia de pequeños y poderosos grupos que controlan los eventos globales; *personal well-being* (PW), asociado con el control sobre la salud y la libertad de las personas a través de la liberación de enfermedades y tecnologías de control mental y, por último, *control of information* (CI), el control no ético y la supresión de la información por parte de organizaciones, el gobierno, periodistas, científicos y corporaciones.

Como se mencionó, la GCBS es una escala muy aceptada y utilizada internacionalmente (Drinkwater et al., 2020) y ha sido adaptada a poblaciones como la francesa (Dieguez et al., 2015), macedonia (Stojanov, 2015), iraní (Atari et al., 2019) y japonesa (Majima & Nakamura, 2020). Sin embargo, hasta donde se pudo explorar, no se encuentra en la literatura una adaptación de la GCBS para el Perú, ni para otro país de Latinoamérica. En vista de esa ausencia, la presente investigación tiene como objetivo adaptar la GCBS para la población peruana y presentar evidencias de validez y de

confiabilidad para el posterior desarrollo de investigaciones en la región que continúen permitiendo el entendimiento de las creencias conspirativas.

MÉTODO

Participantes

Trescientos dieciséis participantes con un rango de edad de dieciocho a 76 años ($M = 34.06$, $SD = 12.06$, 53.80 % femenino) fueron reclutados para este estudio. Los participantes fueron seleccionados utilizando un procedimiento de muestreo por conveniencia (Christensen et al., 2015). Se excluyó un participante de diecisiete años por ser menor de edad. Se eliminaron los datos de catorce participantes que completaron menos del 80 % del cuestionario y seis casos fueron eliminados por ser *outliers* multivariados. Esto limita la muestra final a 295 participantes, los mismos que fueron reclutados a través de redes sociales (e.g., Facebook, Instagram, Twitter) y no recibieron compensación alguna.

Materiales

Escala de pensamiento conspirativo general

Se utilizaron los quince ítems originales de la escala creada por Brotherton et al. (2013). Su trabajo reportó una solución de cinco factores: conspiración gubernamental (*government malfeasance* - GM), secretos sobre extraterrestres (*extraterrestrial cover-up* (ET), conspiración global (*malevolent global* - MG), bienestar personal (*personal well-being* - PW) y control de información (*control of information* - CI). La escala busca identificar el nivel de aceptación de creencias conspirativas generales, en lugar de creencias específicas, por lo que es utilizada mayormente como una medida global. La GCBS presenta ítems en forma de enunciados (e.g., "El gobierno está involucrado en el asesinato de ciudadanos inocentes y/o figuras públicas y lo mantiene en secreto") sobre los cuales los participantes pueden responder indicando su nivel de acuerdo o desacuerdo con base en una escala Likert de cinco puntos (i.e., 1 = definitivamente falso, 5 = definitivamente verdadero). Los puntajes altos indican una mayor creencia en las conspiraciones. La GCBS presenta buenas propiedades psicométricas (Brotherton et al., 2013) y para este estudio el coeficiente alfa fue alto ($\alpha = .95$).

Escala de un ítem

Se utilizó la escala de un ítem de Latian et al. (2016), diseñada para medir la tendencia general de los participantes a creer en teorías conspirativas: "Creo que la versión oficial de los eventos que dan las autoridades a menudo oculta la verdad". Los participantes responden a partir de una escala de nueve puntos, que va de 1 (completamente falso) a 9 (completamente verdadero).

Prueba de Reflexión Cognitiva

Los participantes completaron la Prueba de Reflexión Cognitiva (CRT, por sus siglas en inglés; Frederick, 2005). La CRT es una medida de la propensión a reflexionar en contraposición a un pensamiento más intuitivo (Pennycook et al., 2016; Toplak et al., 2011) y tiene una confiabilidad *test-retest* elevada (Stagnaro et al., 2018). Los tres ítems del CRT se construyeron para generar una respuesta intuitiva ante el problema, pero errónea. Por lo tanto, responder correctamente a la CRT implica que los participantes evalúan los problemas haciendo uso del pensamiento reflexivo o crítico.

Checklist confianza ciencia-pseudociencia

Se desarrolló una lista de trece prácticas categorizadas como científicas (e.g., vacunas) y pseudocientíficas (e.g., homeopatía) de modo tal que cada participante podía indicar el nivel de confianza en cada una de las prácticas con opciones de respuesta desde “nulo” hasta “muy alto”. El criterio de demarcación entre las prácticas tuvo en cuenta los trabajos especializados de Fasce y Picó (2018) y Fasce (2020).

Procedimiento

Los participantes recibieron un enlace a través de sus redes sociales que los condujo a Google Forms, donde se recogieron los datos. Los participantes dieron su consentimiento informado de manera virtual y respondieron el cuestionario de forma anónima. El tiempo para completarlo fue de aproximadamente diez minutos.

Todos los datos se recogieron en un solo momento en el tiempo, no se manipularon variables y los datos se analizaron correlacionalmente. Se utilizó la V de Aiken para evaluar las evidencias de validez provenientes del contenido de la prueba (Eskurra, 1988), y análisis factoriales confirmatorios para analizar las evidencias de validez provenientes de la estructura interna de la prueba. Dada la naturaleza ordinal de los datos, se utilizó el estimador de mínimos cuadrados ponderados con una corrección de medias y varianzas (WLS-MV por sus siglas en inglés; Brown, 2015, p. 353). Se obtuvieron coeficientes de correlación para analizar las evidencias de validez provenientes de las relaciones con otras variables. Se utilizó el coeficiente alfa de Cronbach ordinal (basado en correlaciones policóricas) para analizar las evidencias de confiabilidad por consistencia interna de las puntuaciones obtenidas a través de la prueba.

RESULTADOS

Evidencias de validez provenientes del contenido

Para analizar las evidencias de validez provenientes del contenido de la prueba, tres jueces expertos evaluaron los ítems en términos de la representatividad del constructo,

usando una escala Likert de cinco puntos. Todos los ítems tuvieron coeficientes de V de Aiken mayores o iguales a .75, lo que indica adecuadas evidencias de validez provenientes del contenido de la prueba.

Tabla 1

Coefficientes V de Aiken para los ítems de la GCBS

| Ítem | V |
|---|------|
| 1. El gobierno está involucrado en el asesinato de ciudadanos inocentes y/o figuras públicas y lo mantiene en secreto | 1.00 |
| 2. El poder que tienen los jefes de estado es menor al que tienen algunos grupos pequeños y desconocidos, los que realmente controlan la política mundial | .75 |
| 3. Existen organizaciones secretas que se comunican con extraterrestres, pero ocultan esta información del público | 1.00 |
| 4. Existen organizaciones que deliberadamente esparcen enfermedades en secreto | .83 |
| 5. Grupos de científicos manipulan, fabrican u ocultan evidencia para engañar a la gente | .92 |
| 6. Los gobiernos permiten o ejecutan actos de terrorismo en su propio suelo, ocultando su intervención | .92 |
| 7. Un grupo pequeño y secreto de personas son responsables por tomar las grandes decisiones en el mundo, como ir a la guerra | .92 |
| 8. La evidencia del contacto alienígena está siendo ocultada de la gente | .75 |
| 9. Se usa tecnología de control mental sobre la gente sin que ellos lo sepan | .92 |
| 10. Se ocultan tecnologías avanzadas porque podrían perjudicar a la industria actual | .92 |
| 11. El gobierno usa a falsos culpables para ocultar su participación en actividades criminales | .75 |
| 12. Algunos hechos importantes han sido el resultado de la actividad de un pequeño grupo que manipula los eventos mundiales en secreto | .92 |
| 13. Algunos avistamientos y rumores de ovnis son planeados o escenificados para distraer al público del verdadero contacto alienígena | .83 |
| 14. Se llevan a cabo experimentos sobre nuevos medicamentos o tecnologías en la gente sin su consentimiento o conocimiento | .83 |
| 15. Mucha información es ocultada deliberadamente de la gente para proteger los intereses de ciertas personas | 1.00 |

Evaluación de validez proveniente de la estructura interna de la prueba

Un análisis factorial confirmatorio basado en las cinco subescalas originales de la prueba obtuvo índices de ajuste adecuados ($\chi^2 [80, N = 315] = 190.932$, CFI = .991, TLI = .988, RMSEA = .069, SRMR = .034). Todas las cargas factoriales fueron significativas ($p < .001$), y estuvieron en el rango de .77 - .97. Si bien el modelo pareciera ser ideal, las altas correlaciones entre los factores sugieren problemas de validez discriminante. De hecho, la matriz de correlaciones entre variables latentes no fue positiva definitiva, lo que llevó a la existencia de correlaciones latentes inadmisibles (rango de $r_s = .70 - 1.02$).

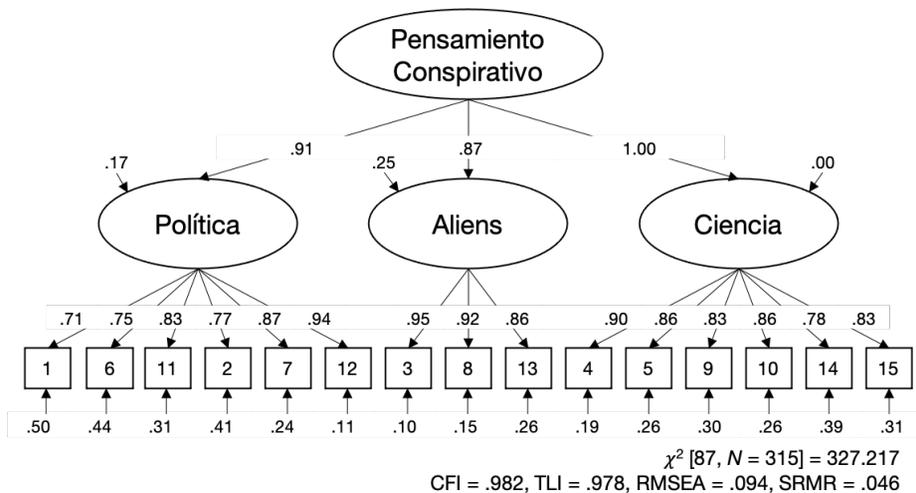
Debido a esto, se decidió agrupar las cinco facetas bajo una variable latente de segundo orden: pensamiento conspirativo general. Este modelo tuvo problemas de convergencia y generó parámetros inadmisibles, específicamente, varianzas negativas en dos de las facetas. De manera análoga, un modelo bifactorial tampoco logró la convergencia.

Colapsar todos los ítems en una única medida de pensamiento conspirativo soluciona los problemas de validez discriminante de manera parsimoniosa; sin embargo, al hacerlo incurre en un costo en términos del ajuste del modelo ($\chi^2 [90, N = 315] = 190.932$, CFI = .960, TLI = .953, RMSEA = .136, SRMR = .066). Todas las cargas factoriales fueron significativas ($p < .001$) y estuvieron en el rango de .68 - .91.

Finalmente, basados en evidencias previas (Atari et al., 2019; Drinkwater et al., 2020) y en los índices de modificación del modelo, decidimos analizar un modelo en el que agrupamos *conspiración gubernamental y conspiración general en conspiraciones políticas, control de información y bienestar personal en conspiraciones científicas* y, finalmente, las conspiraciones relacionadas con extraterrestres como un factor independiente. Estos tres factores, a su vez, conforman un factor de segundo orden: *pensamiento conspirativo*. Los resultados de este modelo fueron los mejores: $\chi^2 [87, N = 315] = 327.217$, CFI = .982, TLI = .978, RMSEA = .094, SRMR = .046). Igual que en los modelos anteriores, todas las cargas fueron significativas ($p < .001$) y estuvieron en los rangos de .71 - .95. La agrupación de las tres subdimensiones en un factor de segundo orden elimina las posibilidades de tener problemas de validez discriminante. Las cargas factoriales se pueden observar en la Figura 1.

Figura 1

Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Pensamiento Conspirativo



Evidencias de validez provenientes de las relaciones con otras variables

La GCBS presentó adecuadas evidencias de validez en relación con otras variables. Las personas con mayores niveles de pensamiento conspirativo general fueron más propensas a estar de acuerdo con el ítem “Creo que la versión oficial de los eventos

que dan las autoridades a menudo oculta la verdad”, tuvieron significativamente mayor creencia en prácticas pseudocientíficas (e.g., reiki), menor creencia en técnicas científicas (e.g., medicina) y fueron más impulsivos cognitivamente en la prueba de reflexión cognitiva.

Las mujeres tendieron a presentar niveles más altos de pensamiento conspirativo, comparadas con los hombres, y la diferencia fue estadísticamente significativa. Las mujeres ($M = 2.77$) tuvieron significativamente mayor pensamiento conspirativo que los hombres ($M = 2.30$, diferencia = 0.47, 95 % CI [-0.70, -0.24], $t(308.51) = -4.06$, $p < .001$, $d = 0.46$).

Tabla 2

Correlaciones, medias y desviaciones estándar

| Variable | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|------------|---------|---------|-------|---------|---------|---------|-------|
| 1. GCBS | | | | | | | |
| 2. SICBS | .73*** | | | | | | |
| 3. ciencia | -.29*** | -.16** | | | | | |
| 4. pseudo | .62*** | .52*** | .08 | | | | |
| 5. CRT | -.26*** | -.21*** | .14* | -.23*** | | | |
| 6. Mujer | .23*** | .23*** | .09 | .38*** | -.28*** | | |
| 7. Edad | .03 | .02 | -.11† | .04 | -.01 | .01 | |
| M | 2.97 | 5.94 | 4.00 | 1.89 | 1.12 | 45.51 % | 34.06 |
| SD | 1.05 | 2.47 | 0.8 | 0.92 | 0.93 | — | 12.06 |
| n | 316 | 315 | 310 | 309 | 316 | 312 | 316 |

P < .05 ** p < .01 *** p < .001

Nota. GCBS = Escala de Pensamiento Conspirativo General; SICBS = Escala de un Ítem de Pensamiento Conspirativo General; CRT = Prueba de Reflexión Cognitiva

Evidencias de confiabilidad

Se obtuvo evidencias de confiabilidad adecuadas para las puntuaciones en la escala total, con un coeficiente alfa de Cronbach de .95. Las correlaciones elemento-total corregidas fueron adecuadas: se encuentran en el rango de .64 - .86. Al analizar las evidencias de confiabilidad a nivel de subescalas, las evidencias son también adecuadas. La escala de

conspiraciones políticas (seis ítems) obtuvo un alfa de .89, correlaciones ítem-total corregidas en el rango de .67 - .85. La escala de conspiraciones científicas (seis ítems) obtuvo un alfa de .90, correlaciones ítem-total corregidas en el rango de .72 - .83. Finalmente, la escala de conspiraciones alienígenas (3 ítems) obtuvo un alfa de .89 y correlaciones ítem-total corregidas en el rango de .74 - .89.

DISCUSIÓN

El objetivo del presente trabajo fue estudiar las propiedades psicométricas de la Escala de Creencias Conspirativas Generales (GCBS por sus siglas en inglés) para el contexto peruano. Si bien la estructura factorial de la prueba original (Brotherton et al., 2013) no se pudo replicar, una solución de tres factores se ajustó mejor a los datos, para lo cual encontramos respaldo en investigaciones previas (Atari et al., 2019). La prueba demostró adecuados niveles de confiabilidad, así como patrones de correlación estadísticamente significativos con otras medidas de pensamiento conspirativo, reflexión cognitiva y creencias en la eficacia de tratamientos científicos y pseudocientíficos.

Uno de los hallazgos de este estudio fue la correlación positiva y estadísticamente significativa entre la GCBS y la escala de un solo ítem (Lantian et al., 2016), lo que permite indicar que esta última es adecuada para la medición de creencias conspirativas, pues como se ha indicado en otros trabajos, la aceptación de una creencia conspirativa específica es un buen predictor de la adherencia a otras creencias conspirativas (Sutton & Douglas, 2014; Swami et al., 2011; Wood et al., 2012). Algunos autores han señalado que esta correlación responde a una mentalidad conspirativa (Dagnall et al., 2015; Imhoff & Bruder, 2014).

Se encontró una correlación negativa y estadísticamente significativa entre la GCBS y la prueba de reflexión cognitiva (CRT, en inglés). Lo mismo entre la escala de un ítem y el CRT. Cabe recordar que el CRT fue construido bajo la teoría del procesamiento dual de la información y, por lo tanto, las tareas planteadas en la prueba permiten evidenciar cuál de los dos sistemas (sistema 1-intuitivo vs. sistema 2-analítico) utiliza el participante para la resolución de problemas (Frederick, 2005). En otras palabras, los enunciados del CRT ponen a prueba la capacidad de la persona para analizar reflexivamente la información y resistir la tendencia a realizar una evaluación intuitiva de la situación (Pennycook et al., 2016).

Los resultados de este estudio sobre las correlaciones negativas entre las escalas de creencias conspirativas y el rendimiento frente al CRT permiten inferir que las personas con mayor tendencia a defender una o más creencias conspirativas recurren en menor medida al procesamiento reflexivo de la información. Este hallazgo se suma al de otros estudios que identificaron las mismas relaciones entre el CRT y creencias conspirativas, con conclusiones similares (Sadeghiyeh et al., 2020; Ståhl & Van Prooijen, 2018; Swami et al., 2014).

Una persona con bajos niveles de reflexión cognitiva tiende a ser cognitivamente impulsiva, cualidad que podría explicar la adopción de creencias conspirativas. De acuerdo con algunos autores, los bajos puntajes en el CRT guardan relación con la presencia de sesgos y otros errores al evaluar o solucionar problemas, contrario a lo que ocurre cuando se evalúa la información de manera más crítica o analítica (Alós-Ferrer & Hügelschäfer, 2016; Liberali et al., 2012; Toplak et al., 2011). Las personas que tienden a puntuar alto en el CRT tienden a procesar la información con mayor atención y análisis, lo que se ha visto correlacionado de manera negativa con la adopción de creencias religiosas tradicionales, creencias paranormales (Pennycook et al., 2012) y correlacionado de manera positiva con la capacidad de identificar noticias falsas (Pennycook & Rand, 2019).

Otro hallazgo del presente estudio evidencia que las personas que obtuvieron mayores puntajes a favor de las creencias conspirativas tienen una mayor confianza en prácticas o técnicas pseudocientíficas, en lugar de las científicas. El caso contrario se observó en personas cuyos puntajes en el CRT eran altos y las creencias conspirativas bajas, pues demostraron una mayor confianza en las prácticas y técnicas científicas y una menor confianza en las pseudocientíficas. Estas relaciones se han observado en otros trabajos en los cuales las creencias conspirativas tienen una correlación negativa con la adherencia o respaldo a conocimientos científicos (Lewandowsky et al., 2013).

Un resultado no previsto fue la diferencia estadísticamente significativa entre hombres y mujeres con respecto a las creencias conspirativas. El presente estudio evidencia que las mujeres presentan mayores niveles de pensamiento conspirativo. Atari et al. (2019) encontraron los mismos resultados con un instrumento de creencias conspirativas distinto al GCBS, pues en este último no encontraron diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres. Una posible explicación para este hallazgo reside en las limitaciones del procedimiento de muestreo. Debido a que se recogió información a través de grupos de redes sociales, es posible que existan diferencias en la composición demográfica de quienes tienden a conformar dichos grupos. De esta manera, falencias de muestreo podrían explicar estos resultados. Investigaciones futuras podrían idealmente reclutar muestras más representativas para analizar si realmente existen diferencias de género en el pensamiento conspirativo.

La presente investigación permite poner a disposición el uso de la GCBS en el contexto peruano. Si bien no se replicó la estructura original de cinco factores, fueron tres los factores que mejor se ajustaron a los datos. En la muestra, las distinciones específicas entre algunos de los factores pueden no haber sido detectadas, como se evidenció en las elevadas correlaciones entre factores. De esta manera, agruparlas en tres factores correlacionados (i.e., conspiraciones científicas, políticas y alienígenas) permitió un ajuste más parsimonioso de los datos al modelo. Más aún, esta estructura no es nueva: ha sido encontrada previamente en otras investigaciones (Atari et al., 2019). Finalmente, para posteriores trabajos que utilicen este instrumento adaptado de

creencias conspirativas generales, es importante tener en cuenta distintas variables asociadas que la literatura viene señalando y que podrían considerarse para seguir comprendiendo los factores más reveladores con respecto a la adherencia a este tipo de creencias.

Existe documentación que permite señalar que la percepción de un mundo caótico, desigual o injusto lleva a las personas a sostenerse en creencias que desafían al consenso científico pues buscan una explicación más simple al porqué de la situación mundial. Por ejemplo, el trabajo Feinberg y Willer (2011) señaló que las personas que ven el mundo como un lugar ordenado, estable y predecible, tienen mayores resistencias para aceptar las alarmas de un futuro desolador, como el cambio climático. Esto fue observado también durante la pandemia del COVID-19: las personas con mayores creencias en un mundo justo y ordenado tuvieron una menor percepción de riesgo con respecto al COVID-19 (Gratz et al., 2021). Por otro lado, la desigualdad económica ha sido observada como posible causa de las creencias conspirativas (Casara et al., 2022), ya sea que esta se mida mediante indicadores sociodemográficos o mediante percepciones.

Estos dos ejemplos permiten sugerir que hay variables psicológicas relacionadas con la aceptación o rechazo de un mundo que no comulga con las expectativas de determinadas personas y, por lo tanto, presentan conductas o adhieren a narrativas que niegan esa realidad, como las acciones contra los procesos de vacunación o la divulgación de teorías conspirativas sobre la pandemia. En ese sentido, futuras investigaciones podrán atender a variables relacionadas con la flexibilidad cognitiva, la aceptación de eventos desfavorables, la tolerancia a la incertidumbre y a la ignorancia, entre otras.

CONCLUSIÓN

Hasta donde se pudo revisar en la literatura, este es el primer trabajo empírico sobre la psicología de las teorías conspirativas realizado en el Perú. Se encontraron correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre la GCBS y la SICBS, así como con la confianza en prácticas pseudocientíficas. Se encontraron correlaciones negativas y estadísticamente significativas entre la GCBS y el CRT, así como también con la confianza en prácticas científicas. Los resultados permiten afirmar que la GCBS es un instrumento con evidencias de validez y confiabilidad para la medición del pensamiento conspirativo en el contexto latinoamericano.

REFERENCIAS

- Alós-Ferrer, C. & Hügelschäfer, S. (2016). Faith in intuition and cognitive reflection. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 64, 61-70. <https://doi.org/10.1016/j.socec.2015.10.006>
- Atari, M., Afhami, R. & Swami, V. (2019). Psychometric assessments of Persian translations of three measures of conspiracist beliefs. *PLOS One*, 14(4), e0215202. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215202>
- Ball, K. (2016). Cultural mistrust, conspiracy theories and attitudes towards HIV testing among African Americans. *Journal of AIDS and Clinical Research*, 7(8), artículo 602. <https://doi.org/10.4172/2155-6113.1000602>
- Brotherton, R, French, C. C. & Pickering, A. D. (2013). Measuring belief in conspiracy theories: the generic conspiracist beliefs scale. *Frontiers in Psychology*, 4, artículo 279. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00279>
- Brotherton, R. & French, C. C. (2014). Belief in conspiracy theories and susceptibility to the conjunction fallacy. *Applied Cognitive Psychology*, 28(2), 238-248. <https://doi.org/10.1002/acp.2995>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2.ª ed.). The Guilford Press.
- Casara, B. G. S., Suitner, C. & Jetten, J. (2022). The impact of economic inequality on conspiracy beliefs. *Journal of Experimental Social Psychology*, 98, 104245. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2021.104245>
- Cassese, E. C., Farhart, C. E. & Miller, J. M. (2020). Gender differences in COVID-19 conspiracy theory beliefs. *Politics & Gender*, 16(4), 1009-1018. <https://doi.org/10.1017/S1743923X20000409>
- Čavojová, V., Šrol, J. & Jurkovič, M. (2020). Why should we try to think like scientists? Scientific reasoning and susceptibility to epistemically suspect beliefs and cognitive biases. *Applied Cognitive Psychology*, 34(1), 85-95. <https://doi.org/10.1002/acp.3595>
- Chen, X., Zhang, S. X., Jahanshahi, A. A., Alvarez-Risco, A., Dai, H., Li, J. & García Ibarra, V. (2020). Belief in a COVID-19 conspiracy theory as a predictor of mental health and well-being of health care workers in Ecuador: cross-sectional survey study. *JMIR Public Health and Surveillance*, 6(3), e20737. <https://doi.org/10.2196/20737>
- Christensen, L. B., Johnson, R. B. & Turner, L. A. (2015). *Research methods, design and analysis* (12.ª ed.). Pearson.
- Clarke, S. (2002). Conspiracy theories and conspiracy theorizing. *Philosophy of the Social Sciences*, 32(2), 131-150. <https://doi.org/10.1177/004931032002001>

- Dagnall, N., Denovan, A., Drinkwater, K., Parker, A. & Clough, P. (2017). Statistical bias and endorsement of conspiracy theories. *Applied Cognitive Psychology*, 31(4), 368-378. <https://doi.org/10.1002/acp.3331>
- Dagnall, N., Drinkwater, K., Parker, A., Denovan, A. & Parton, M. (2015). Conspiracy theory and cognitive style: a worldview. *Frontiers in Psychology*, 6, artículo 206. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00206>
- Dagnall, N., Drinkwater, K., Parker, A. & Rowley, K. (2014). Misperception of chance, conjunction, belief in the paranormal and reality testing: A reappraisal. *Applied Cognitive Psychology*, 28(5), 711-719. <https://doi.org/10.1002/acp.3057>
- Denovan, A., Dagnall, N., Drinkwater, K., Parker, A. & Neave, N. (2020). Conspiracist beliefs, intuitive thinking, and schizotypal facets: A further evaluation. *Applied Cognitive Psychology*, 34(6), 1394-1405. <https://doi.org/10.1002/acp.3716>
- Dentith, M., & Orr, M. (2017). Secrecy and conspiracy. *Episteme*, 15 (4), 433-450. <https://doi.org/10.1017/epi.2017.9>
- Desta, T. T. & Mulugeta, T. (2020). Living with COVID-19-triggered pseudoscience and conspiracies. *International Journal of Public Health* 65, 713-714. <https://doi.org/10.1007/s00038-020-01412-4>
- Dieguez, S., Wagner-Egger, P. & Gauvrit, N. (2015). Nothing happens by accident, or does it? A low prior for randomness does not explain belief in conspiracy theories. *Psychological Science*, 26(11), 1762-1770. <https://doi.org/10.1177/0956797615598740>
- Douglas, K. M., Sutton, R. M. & Cichocka, A. (2017). The psychology of conspiracy theories. *Current Directions in Psychological Science*, 26(6), 538-542. <https://doi.org/10.1177/0963721417718261>
- Drinkwater, K., Dagnall, N., Denovan, A. & Neave, N. (2020). Psychometric assessment of the Generic Conspiracist Beliefs Scale. *PLOS One*, 15(3), e0230365. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0230365>
- Earnshaw, V. A., Bogart, L. M., Klompas, M. & Katz, I. T. (2016). Medical mistrust in the context of Ebola: Implications for intended care-seeking and quarantine policy support in the United States. *Journal of Health Psychology*, 24(2), 219-228. <https://doi.org/10.1177/1359105316650507>
- Ellis, E. (2020, 2 de abril). The coronavirus outbreak is a petri dish for conspiracy theories. *Wired*. <https://www.wired.com/story/coronavirus-conspiracy-theories/>
- Escurra, L. M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(1-2), 103-111. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6123333>

- Fasce, A. & Picó, A. (2018). Conceptual foundations and validation of the Pseudoscientific Belief Scale. *Applied Cognitive Psychology*, 33(4), 617-628. <https://doi.org/10.1002/acp.3501>
- Fasce, A. (2020). Prefacio. El recrudescimiento de la irracionalidad: pseudociencia, negacionismo y posverdad. *Disputatio. Philosophical Research Bulletin*, 9(13), 1-5. <https://doi.org/10.5281/zenodo.3567143>
- Feinberg, M. & Willer, R. (2011). Apocalypse soon? Dire messages reduce belief in global warming by contradicting just-world beliefs. *Psychological Science*, 22(1), 34-38. <https://doi.org/10.1177/0956797610391911>
- Ford, C. L., Wallace, S. P., Newman, P. A., Lee, S. J. & Cunningham, W. E. (2013). Belief in AIDS-related conspiracy theories and mistrust in the government: Relationship with HIV testing among at-risk older adults. *The Gerontologist*, 53(6), 973-984. <https://doi.org/10.1093/geront/gns192>
- Frederick, S. (2005). Cognitive reflection and decision making. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 25-42. https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/089533005775196732?TB_iframe=true&
- Fritsche, I., Moya, M., Bukowski, M., Jugert, P., De Lemus, S., Decker, O., Valor-Segura, I. & Navarro-Carrillo, G. (2017). The great recession and group-based control: Converting personal helplessness into social class in-group trust and collective action. *Journal of Social Issues*, 73(1), 117-137. <https://doi.org/10.1111/josi.12207>
- Gratz, K. L., Richmond, J. R., Woods, S. E., Dixon-Gordon, K. L., Scamaldo, K. M., Rose, J. P. & Tull, M. T. (2021). Adherence to social distancing guidelines throughout the COVID-19 pandemic: The roles of pseudoscientific beliefs, trust, political party affiliation, and risk perceptions. *Annals of Behavioral Medicine*, 55(5), 399-412. <https://doi.org/10.1093/abm/kaab024>
- Hart, J. & Graether, M. (2018). Something's going on here. Psychological predictors of belief in conspiracy theories. *Journal of Individual Differences*, 39(4), 229-237. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000268>
- Imhoff, R. & Bruder, M. (2014). Speaking (un-)truth to power: Conspiracy mentality as a generalised political attitude. *European Journal of Personality*, 28(1), 25-43. <https://doi.org/10.1002/per.1930>
- Jolley, D. & Douglas, K. M. (2014). The effects of anti-vaccine conspiracy theories on vaccination intentions. *PLOS One*, 9(2), e89177. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0089177>
- Jolley, D., Meleady, R. & Douglas, K. M. (2020). Exposure to intergroup conspiracy theories promotes prejudice which spreads across groups. *British Journal of Psychology*, 111(1), 17-35. <https://doi.org/10.1111/bjop.12385>

- Kay, A. C., Whitson, J. A., Gaucher, D. & Galinsky, A. D. (2009). Compensatory control: Achieving order through the mind, our institutions, and the heavens. *Current Directions in Psychological Science*, 18(5), 264-268. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2009.01649.x>
- Keeley, B. L. (1999). Of conspiracy theories. *Journal of Philosophy*, 96, 109–126. <https://philpapers.org/rec/KEEOCT>
- Kim, S. & Kim, S. (2021). Searching for general model of conspiracy theories and its implication for public health policy: Analysis of the impacts of political, psychological, structural factors on conspiracy beliefs about the COVID-19 pandemic. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(1), 266. <https://doi.org/10.3390/ijerph18010266>
- Kofta, M., Soral, W. & Bilewicz, M. (2020). What breeds conspiracy antisemitism? The role of political uncontrollability and uncertainty in the belief in Jewish conspiracy. *Journal of Personality and Social Psychology*, 118(5), 900–918. <https://doi.org/10.1037/pspa0000183>
- Kramer, A. D., Guillory, J. E. & Hancock, J. T. (2014). Experimental evidence of massive-scale emotional contagion through social networks. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(24), 8788-8790. <https://doi.org/10.1073/pnas.1320040111>
- Lahrach, Y. & Furnham, A. (2017). Are modern health worries associated with medical conspiracy theories? *Journal of Psychosomatic Research*, 99, 89–94. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2017.06.004>
- Lantian, A. Muller, D. Nurra, C. & Douglas, K. M. (2016). Measuring belief in conspiracy theories: validation of a French and English single-item scale. *International Review of Social Psychology*, 29(1), 1-14. <https://doi.org/10.5334/irsp.8>
- Lantian, A., Bagneux, V., Delouvé, S. & Gauvrit, N. (2021). Maybe a free thinker but not a critical one: High conspiracy belief is associated with low critical thinking ability. *Applied Cognitive Psychology*, 35(3), 674–684. <https://doi.org/10.1002/acp.3790>
- Leman, P. J. & Cinnirella, M. (2007). A major event has a major cause: Evidence for the role of heuristics in reasoning about conspiracy theories. *Social Psychological Review*, 9(2), 18-28. https://www.researchgate.net/profile/Patrick-Leman/publication/285852159_A_major_event_has_a_major_cause_Evidence_for_the_role_of_heuristics_in_reasoning_about_conspiracy_theories/links/5de0d2b4a6fdcc2837f3ee98/A-major-event-has-a-major-cause-Evidence-for-the-role-of-heuristics-in-reasoning-about-conspiracy-theories.pdf
- Lewandowsky, S., Gignac, G. E. & Oberauer, K. (2013). The role of conspiracist ideation and worldviews in predicting rejection of science. *PLoS One*, 8(10), e75637. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0134773>

- Lewandowsky, S., Cook, J., Oberauer, K., Brophy, S., Lloyd, E. A. & Marriott, M. (2015). Recurrent fury: Conspiratorial discourse in the blogosphere triggered by research on the role of conspiracist ideation in climate denial. *Journal of Social and Political Psychology*, 3(1), 142-178. <https://doi.org/10.5964/jpspp.v3i1.443>
- Liberali, J. M., Reyna, V. F., Furlan, S., Stein, L. M. & Pardo, S. T. (2011). Individual differences in numeracy and cognitive reflection, with implication for biases and fallacies in probability judgment. *Journal of Behavioral Decision Making*, 25(4), 361-381. <https://doi.org/10.1002/bdm.752>
- Majima, Y. & Nakamura, H. (2020). Development of the Japanese version of the generic conspiracist beliefs scale (GCBS-J). *Japanese Psychological Research*, 62(4), 254-267. <https://doi.org/10.1111/jpr.12267>
- Marchlewska, M., Cichocka, A., Łozowski, F., Górska, P. & Winiewski, M. (2019). In search of an imaginary enemy: Catholic collective narcissism and the endorsement of gender conspiracy beliefs. *The Journal of Social Psychology*, 159(6), 766-779. <https://doi.org/10.1080/00224545.2019.1586637>
- Marchlewska, M., Cichocka, A. & Kossowska, M. (2018). Addicted to answers: Need for cognitive closure and the endorsement of conspiracy beliefs. *European Journal of Social Psychology*, 48(2), 109-117. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2308>
- Oleksy, T., Wnuk, A., Maison, D. & Agnieszka, L. (2021). Content matters. Different predictors and social consequences of general and government-related conspiracy theories on COVID-19. *Personality and Individual Differences*, 168, 110289. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110289>
- Oliver, J. E. & Wood, T. J. (2014). Medical conspiracy theories and health behaviors in the United States. *JAMA Internal Medicine*, 174(5), 817-818. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2014.190>
- Pennycook, G., Cheyne, J. A., Seli, P., Koehler, D. J. & Fugelsang, J. A. (2012). Analytic cognitive style predicts religious and paranormal belief. *Cognition*, 123(3), 335-346. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2012.03.003>
- Pennycook, G., Cheyne, J. A., Koehler, D. J. & Fugelsang, J. A. (2016). Is the Cognitive Reflection Test a measure of both reflection and intuition? *Behavior Research Methods*, 48, 341-348. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0576-1>
- Pennycook, G. & Rand, D. G. (2019). Lazy, not biased: Susceptibility to partisan fake news is better explained by lack of reasoning than by motivated reasoning. *Cognition*, 188, 39-50. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2018.06.011>
- Rutjens, B. T., van Harreveld, F. & van der Pligt, J. (2013). Step by step: Finding compensatory order in science. *Current Directions in Psychological Science*, 22(3), 250-255. <https://doi.org/10.1177/0963721412469810>

- Sadeghiyeh, H., Khanahmadi, I., Farhadbeigi, P. & Karimi, N. (2020). *Cognitive reflection and the coronavirus conspiracy beliefs*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/p9wxj>
- Stagnaro, M. N., Pennycook, G. & Rand, D., G. (2018). Performance on the Cognitive Reflection Test is stable across time. *Judgment and Decision Making*, 13, 260-267. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3115809>
- Ståhl, T. & van Prooijen, J.-W. (2018). Epistemic rationality: Skepticism toward unfounded beliefs requires sufficient cognitive ability and motivation to be rational. *Personality and Individual Differences*, 122, 155-163. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.026>
- Stojanov, A. (2015). Reducing conspiracy theory beliefs. *Psihologija*, 48(3), 251-266. <https://doi.org/10.2298/PSI1503251S>
- Sutton, R. M. & Douglas, K. M. (2014). Examining the monological nature of conspiracy theories. En J.-W. van Prooijen & P. A. M. van Lange P. (Eds.), *Power, politics, and paranoia: Why people are suspicious of their leaders* (pp.254-272). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139565417.018>
- Swami, V., Coles, R., Stieger, S., Pietschnig, J., Furnham, A., Rehim, S. & Voracek, M. (2011). Conspiracist ideation in Britain and Austria: Evidence of a monological belief system and associations between individual psychological differences and real-world and fictitious conspiracy theories. *British Journal of Psychology*, 102(3), 443-463. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8295.2010.02004.x>
- Swami, V., Voracek, M., Stieger, S., Tran, U. S. & Furnham, A. (2014). Analytic thinking reduces belief in conspiracy theories. *Cognition*, 133(3), 572-585. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2014.08.006>
- Swami, V. & Coles, R. (2010). The truth is out there: Belief in conspiracy theories. *The Psychologist*, 23(7), 560-563.
- Teovanović, P., Lukić, P., Zupan, Z., Lazić, A., Ninković, M. & Žeželj, I. (2021). Irrational beliefs differentially predict adherence to guidelines and pseudoscientific practices during the COVID-19 pandemic. *Applied Cognitive Psychology*, 35(2), 486-496. <https://doi.org/10.1002/acp.3770>
- Toplak, M. E., West, R. F. & Stanovich, K. E. (2011). The Cognitive Reflection Test as a predictor of performance on heuristics-and-biases tasks. *Memory & Cognition*, 39, 1275-1289. <https://doi.org/10.3758/s13421-011-0104-1>
- Uscinski, J. E., Douglas, K. M. & Lewandowsky, S. (2017). Climate change conspiracy theories. *Oxford Research Encyclopedia of Climate Science*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190228620.013.328>
- Uscinski, J. E. & Olivella, S. (2017). The conditional effect of conspiracy thinking on attitudes toward climate change. *Research & Politics*, 4(4), 1-9. <https://doi.org/10.1177/2053168017743105>

- Van der Wal, R. C., Sutton, R. M., Lange, J. & Braga, J. P. N. (2018). Suspicious binds: conspiracy thinking and tenuous perception of causal connections between co-occurring and spuriously correlated events. *European Journal of Social Psychology, 48*(7), 970-989. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2507>
- Van Prooijen, J. W., Douglas, K. M. & De Inocencio, C. (2018). Connecting the dots: Illusory pattern perception predicts belief in conspiracies and the supernatural. *European Journal of Social Psychology, 48*(3), 320-335. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2331>
- Van Prooijen, J.-W. & Douglas, K. (2017). Conspiracy theories as part of history: The role of societal crisis situations. *Memory Studies, 10*(3), 323-333. <https://doi.org/10.1177/1750698017701615>
- Van Prooijen, J.-W., Krouwel, A. P. M. & Pollet, T. V. (2015). Political extremism predicts belief in conspiracy theories. *Social Psychological and Personality Science, 6*(5), 570-578. <https://doi.org/10.1177/1948550614567356>
- Wood, M. J., Douglas, K. M. & Sutton, R. M. (2012). Dead and alive: Beliefs in contradictory conspiracy theories. *Social Psychological and Personality Science, 3*(6), 767-773. <https://doi.org/10.1177/1948550611434786>

