

# Escalas de anomia social: Confiabilidad y estructura factorial en una muestra colombiana<sup>11</sup>

**Felipe Ramírez Cortazar**

Estudiante de Psicología  
Departamento de Psicología  
Universidad Nacional de Colombia  
Correo electrónico: feramirezco@unal.edu.co

Recibido: 11/01/2018  
Evaluado: 29/01/2018  
Aceptado: 23/04/2018

## Resumen

La anomia social es un concepto teórico con un claro origen sociológico, puntualmente desarrollado por Emile Durkheim (2003; 2013), posteriormente una serie de trabajos se enfocaron en la medición de la anomia a través de escalas, dentro de los cuales se destacan las escalas de Srole y la de McClosky y Schaar. En Colombia, existen investigaciones previas que han utilizado la escala de Srole, pero hay pocos reportes de índices de confiabilidad o estructura interna, por lo cual el objetivo de esta investigación fue hacer un análisis de confiabilidad y estructura interna de ambas escalas para población colombiana. Con la participación de 181 ciudadanos colombianos, quienes respondieron ambas escalas por medios digitales, se encuentran mejores índices de confiabilidad en la escala de McClosky y Schaar y una estructura de dos factores en ambas, a su vez se realizaron comparaciones por las variables sociodemográficas, encontrando diferencias entre grupos por creencia religiosa.

---

Palabras clave

Anomia, escalas, confiabilidad, Colombia, religion.

---

11 Para citar este artículo: Ramírez-Cortázar, F. (2018). Escalas de anomia social: Confiabilidad y estructura factorial en una muestra colombiana. *Informes Psicológicos*, 18(2), pp. 169-187 <http://dx.doi.org/10.18566/infpsic.v18n2a09>

# Scales of social anomie: Reliability and factor structure in a Colombian sample

## Abstract

Social anomie is a theoretical concept with a clear sociological origin, specifically developed by Emile Durkheim (2003; 2013). Later, a series of works focused on the measurement of anomie through scales, within which the Srole and the McClosky and Schaar scales can be highlighted. In Colombia, there are previous investigations that have used the Srole scale, but there are only a few reports of its reliability indexes or internal structure. Thus, the objective of this research was to make an analysis of the reliability and internal structure of both scales for the Colombian population. With the participation of 181 Colombian citizens, who answered both scales by digital means, better confidence indexes in the scale of McClosky and Schaar and a structure of two factors in both scales were found. Similarly, comparisons were made by sociodemographic variables, finding differences between groups by their religious belief.

### Keywords

Anomia, scales, reliability, Colombia, religion.

# Escalas de anomia social: Confiabilidade e estrutura fatorial em uma amostra colombiana

## Resumo

A anomia social é um conceito teórico com uma clara origem sociológica, pontualmente desenvolvido por Emile Durkheim (2003; 2013), posteriormente uma serie de trabalhos se enfocaram na mensuração da anomalia através de escalas entre as quais tem maior relevância as escalas de Srole e a de McClosky e Schaar. Na Colômbia, há pesquisas previas que tem utilizado a escala de Srole, porem, há poucos reportes de índices de confiabilidade ou estrutura interna, pelo qual o objetivo desta pesquisa foi fazer uma analise de confiabilidade e estrutura interna de ambas as escalas para a população colombiana. Com a participação de 181 cidadãos colombianos, os quais responderam ambas as escalas por meios digitais, acham-se melhores índices de confiabilidade na escala de McClosky e Schaar e uma estrutura de fatores nas duas, por sua vez foram feitas comparações pelas variáveis sociodemográficas, achando diferencias entre os grupos devido ás crenças religiosas.

### Palavras chave

Anomia, escalas, confiabilidade, Colômbia, religião.

## Introducción

La anomia social es un concepto teórico cuyo origen se encuentra en la sociología de Emile Durkheim (1858-1917), y hace alusión a un estado social en el cual se ven afectadas la integración y cohesión social, repercutiendo en los vínculos y las normas sociales. En primer lugar, Durkheim (2013), en su tesis doctoral *La división social del trabajo*, plantea que las funciones o roles sociales están ligadas con relaciones de dependencia mutua entre los miembros de una comunidad, por lo tanto, considera la solidaridad como parte importante de la vida en sociedad, postulando así dos formas diferentes: la primera es la solidaridad mecánica, basada principalmente en las relaciones de parentesco y de semejanza, primordial en comunidades cuya institución social dominante era la religión (Parales, 2004), lo que llevaba a que existiera poca autonomía individual y una fuerte expresión del derecho penal o represivo, dado que los crímenes:

Manifiestan directamente una diferencia violentísima contra el agente que los concrete y el tipo colectivo, o bien agravan al órgano de la conciencia común. Tanto en un caso, como en el otro, la fuerza ultrajada por el crimen que la rechaza es la misma, un producto de las similitudes sociales más esenciales, que tiene por efecto mantener la cohesión social que resulta de tales parecidos (Durkheim 2013, p. 149).

Esta forma de derecho plantea a la criminalidad y los delitos como una forma de ruptura o ataque a la conciencia colectiva,

lo que afecta la unidad y la cohesión social, sin embargo, para Durkheim, la presencia del crimen es igual de normal que el dolor lo es para los hombres (Reyes, 2016). Por esto se afirma que “la normalidad del crimen es como la normalidad de cualquier situación que padecen los seres humanos, a pesar que el delito esté indicando un desarreglo social” (Reyes, 2016, p. 34). La segunda forma es la solidaridad *orgánica*, la cual ya no tiene como origen las relaciones de semejanza sino las de tipo contractual (Parales, 2004), y esto conlleva el cambio de un derecho represivo por un derecho penal, el cual parte de las regulaciones que hace un estado a las formas de relacionarse que tienen sus ciudadanos; de esta manera, la organización social se basa en el reconocimiento tanto de los derechos, deberes y las libertades individuales como en la definición explícita de un delito, su pena y castigo.

¿Por qué se da este cambio?, sobre esto, Merton y Albero (2002) hacen las siguientes aclaraciones: en primer lugar, aunque el transcurso de la historia muestra un paso de la solidaridad mecánica a la orgánica, la primera nunca llega a desaparecer completamente. La segunda es que la causa de esta transformación se encuentra en el incremento del tamaño y densidad de las poblaciones, con el habitual aumento de la interacción social. “De este modo, se intensifica la lucha por la existencia, puesto que sólo por medio de la diferenciación progresiva de funciones es posible la supervivencia para muchos que, de otra manera, estarían condenados a la extinción” (Merton & Albero, 2002, p. 203). Sin embargo, es el mismo Durkheim (2013) quien se cuestiona sobre la ausencia de solidaridad en el ámbito social, concluyendo que “si la división del trabajo no engendra solidaridad, es

porque las relaciones entre los órganos no están reglamentadas y se hallan en un estadio anómico” (p.486).

De esta forma, la anomia implica estrictamente que no exista un estado generalizado de solidaridad, lo que ha llevado a que se le vincule con un estado social carente de reglas. No obstante, para ahondar en una mayor comprensión, se retoma el término francés *dérèglement*, el cual es el único que Durkheim usó como sinónimo de anomia (Meštrović & Brown, 1985; Parales-Quenza, 2008). Éste vincula a la anomia con la inmoralidad, el sufrimiento y estar en constante perturbación, lo cual afecta al individuo y a la sociedad, y apunta tanto la carencia de salud mental (Parales-Quenza, 2008) como a una condición próxima a la locura y cercana que podría ser considerado coloquialmente como pecado (Meštrović, 1985; 1987). En síntesis, como afirman Meštrović y Brown (1985):

La anomia se convierte en una contradicción dentro de la sociedad moderna en general, que es un sacrilegio contra la dignidad de una persona humana y la sacrosanta cualidad de la verdad. Y todas ellas pueden entenderse mejor como formas de sacrilegio que la ausencia de normas. (p. 85).

Junto a esta conceptualización de anomia, aparece el aporte de Waldmann (2007), quien concibe a la anomia como la ausencia de una estructura social, que debería ser vinculante, normativa, consistente y relacionada directamente con las normas sociales. Así, posiciona la anomia como una tensión dentro de la organización social que lleva a que las normas sociales resulten inefectivas para regular

el comportamiento social y surjan desviaciones destructivas de éstas (Parales-Quenza, 2009; Reyes, 2008; Sariola, 1965). Para Waldmann (2007), una regla social se puede considerar una norma si tiene tres características fundamentales: la primera es que influya en un comportamiento que ocurre reiteradas veces, por lo tanto, incide en situaciones que hacen parte de la cotidianidad, no en eventos particulares. La segunda es que define una sanción o castigo, con el fin de ser una forma de control del comportamiento social. La última característica es que se sustenta en la convicción moral del grupo, o por lo menos existe un claro consenso a nivel intergrupala.

Desde esta perspectiva, la anomia supone una fractura en una o más de las características propias de las reglas sociales, dado que no existe una estructura social que las sustente. Sin embargo, una visión global de la anomia la conceptualiza como la ruptura de la solidaridad social y la conciencia colectiva, dado que no hay una estructura social que sustente las normas sociales; todo esto afecta directamente los lazos sociales y la vida de los individuos de una sociedad anómica, como bien Durkheim (2003) señaló en su obra *El suicidio: un estudio de sociología*. Al no poder la sociedad regular las pasiones individuales, aparece el suicidio anómico, muestra de que las dinámicas que carecen de reglamentación y no se vinculan con las condiciones propias de la vida social a las que deben responder, no pueden evitar colisionar dolorosamente. Por esto, Reyes (2016) afirma que: “es indispensable que haya un poder regulador que se encargue de limitar esos deseos insaciables y no puede ser más que moral” (p. 37).

## Medición de la anomia: Escalas de Srole y McClosky y Schaar

Existe una amplia gama de instrumentos que se han desarrollado para medir la anomia, e incluso hoy en día todavía se siguen desarrollando (Fandiño, Souza, Formiga, Menezes, & Bentes, 2015; Levina & Mårtinson, 2017; Teymoori, 2016; Teymoori et al., 2016). Uno de los primeros instrumentos que se desarrollaron fue la Escala de Srole (1956), la cual se aproxima a la anomia desde los diversos aspectos psicológicos relacionados con ésta (Vera, Camino, Formiga, Yáñez & Bautista, 2013). Srole (1956) operacionaliza la anomia en términos del sentido individual de inadecuada integración social y alienación interpersonal, junto con las condiciones individuales de distancia de la alineación de los demás y las del yo hacia los otros. Esta definición se relaciona con la propuesta de Merton (1938; 2002) de articular la anomia en torno a una discrepancia entre las normas institucionalizadas y las metas culturales, es decir, se busca alcanzar las metas culturales o *“por lo que vale la pena esforzarse”* (Merton, 2002, p. 210), sin utilizar los medios legítimos para lograr este cometido.

La escala consta, en su versión original, de cinco ítems, los cuales miden respectivamente cinco dimensiones diferentes de la anomia (Srole, 1956): 1) El sentido individual de que los líderes políticos son indiferentes a los problemas de la gente; 2) La percepción individual de que el orden social es impredecible; 3) La visualización individual de que existe un retroceso de las metas ya alcanzadas

a nivel social; 4) La poca internalización de las normas y valores sociales, lo que refleja una forma extrema de sentimiento individual de pérdida de sentido de la vida; y 5) La percepción individual de que sus inmediatas relaciones personales no proveen soporte.

Además, existe una versión más extensa compuesta por nueve ítems. Robinson, Shaver y Wrihtsman (1991) reportan un coeficiente de reproductividad de .90 y un coeficiente de estabilidad de .65 y Rodríguez (2006) obtuvo un alfa de Cronbach de .67, un KMO de .73, y 4 de los 9 ítems no cumplieron con los criterios necesarios para continuar con su uso.

Existe una serie de críticas importantes que se le han realizado a la Escala de Srole, a saber: la primera proviene de los trabajos de Nettler (1957; 1965) y de Meier & Well (1959), quienes afirman que, en su mayoría, la escala mide la desesperación en los individuos, que se puede ver mejor como una medida de desesperanza generalizada y desaliento. Además, Nettler (1965) argumenta que la escala se centra en los estados personales de individuos en vez de evaluar un estado social (lo que realmente es la anomia de Durkheim). Sin embargo, esta dimensión psicológica puede resultar útil para estudiar la anomia, como un indicador de las tendencias personales que se presentan en el plano grupal (Parra, 1966) y al mirar el grado de ajuste individual a un modelo de control social, dado que la regulación social tiene incidencia en el comportamiento de las personas, llevando a que, en condiciones anómicas, las personas no valoren los intereses sociales (Konty, 2005; Vera, Yáñez, Ramírez, & Bautista, 2013; Vera et al., 2013).

La escala de McClosky y Schaar (1965a) parte de una definición psicológica de la anomia, entendiendo aquella como un estado mental que se relaciona con un conjunto de actitudes, creencias y sentimientos en las mentes individuales, "llevando a sentir que el mundo y uno mismo está a la deriva, no teniendo reglas claras y de amarres estables" (p. 19). Consta de un total de 9 ítems, con una consistencia interna reportada por los autores de .76 (coeficiente Spearman-Brown) y un Alfa de Cronbach de .77, y un solo gran factor que comprendía a todos los reactivos. Sin embargo, estos resultados han variado en investigaciones recientes: Vera et al. (2013) reportaron un alfa de .65, un KMO de .72, y un gran factor que explicaba el 29.60% de la varianza, con cargas factoriales desde .48 hasta .62. Asimismo, Rodríguez (2006) reportó un alfa de .77, un KMO de .78 y un único factor que comprendía el 36% de la varianza, con cargas factoriales que variaban de .65 a 1.15. Además, Vera, Yáñez et al. (2013) reportaron un alfa de .75, con un solo factor cuyos pesos factoriales partían de .36 hasta .55. Por último, Vera, Bautista y Ramírez (2014) reportan un alfa de .85, un KMO de .83 y dos diferentes factores.

Entre las críticas que se le han hecho a esta escala, destaca la de Srole (1965), quien plantea un problema en la capacidad de generalización, dada la poca representatividad que tenían las muestras de participantes de la población norteamericana en general. Sin embargo, McClosky y Schaar (1965b) contestan que esto también aplica para las muestras que usó Srole en la construcción de su escala y, de igual forma, la naturaleza de estas muestras no necesariamente invalida las conclusiones extraídas en ambas

investigaciones. Junto a esto, Nettler (1965) también considera esta escala como una medida de desesperación, pero, tal como recogen Bautista y Vera (2015):

La postura de McClosky y Schaar es interesante porque muestra cómo dentro de la misma sociedad, algunas personas son altamente resistentes a la anomia, mientras que otras son altamente vulnerables, y esta susceptibilidad está determinada por factores de personalidad, independientemente del estado de la sociedad o de la posición que la persona ocupa en la sociedad (pp. 52-53).

## Estudios de anomia en Colombia

Entre los primeros trabajos realizados sobre anomia en Colombia, destaca especialmente "*La Violencia en Colombia: Un experimento ex post facto*" realizado por Lipman y Havens (1965), quienes adaptaron por primera vez la Escala de Srole para Colombia y compararon la anomia, la identificación nacional, la percepción de inseguridad y las creencias en la iglesia, entre víctimas de la violencia bipartidista (con un grupo experimental y un grupo control). Se encontró que el grupo experimental tenía puntajes estadísticamente mayores de anomia, de percepción de inseguridad, junto con una disminución en la identificación nacional y mayores creencias negativas hacia a la iglesia, respecto al grupo control. Todo lo anterior, los llevó a catalogar a Colombia como "uno de los casos contemporáneos más dramáticos

de anomia” (Lipman & Havens, 1965, p. 238).

Dos puntos interesantes son recogidos por la investigación de Lipman y Havens (1965): el primero es el impacto y efecto que tiene la exposición a condiciones de violencia, promovidas éstas por la situación de anomia, sobre la personalidad. Esto se vincula con lo expuesto por Socha et al. (2016), cuando destacan que las experiencias de violencia deben comprenderse desde el marco social, y se debe hacer un especial énfasis en la propia estructura histórica del contexto. El segundo punto es que también inciden directamente en el desarrollo, tanto de la personalidad como el moral, al igual que destacan Hewitt et al. (2014) y Posada-Gilède (2018). Todo lo anterior es ejemplificado en Parales-Quenza (2018):

En Colombia, lo trágico es parte de lo cotidiano; no es algo excepcional. Homicidios, robos y atracos, conflicto armado y secuestros, amenazas y accidentes hacen parte de la vida de la casi totalidad de los habitantes. Así lo ha sido por generaciones. Pareciera que lo trágico se volviera banal, o por lo menos perdiera el carácter de novedoso y desconcertante; por lo tanto, también la posibilidad de volverse traumático. Cabe recordar que en Colombia los eventos traumáticos se enmarcan en una historia de violencia continua. (p.145).

Parra (1966) analizó la anomia en relación con adopción de prácticas agrícolas en diversos grupos en la zona de *La Candelaria*, Valle del Cauca. En su investigación usó la escala de Srole, por medio de

la cual encuentra que existen diferencias entre las valoraciones de ciertos comportamientos debido a la introducción de las innovaciones tecnológicas, lo que lleva a que aumenten las divergencias en los sistemas de controles. Por esto, concluye que “la anomia pasa a ser parte del proceso de cambio social” (Parra, 1966, p. 82). Flinn (1966) utilizó la adaptación colombiana de la escala de Srole (Lipman & Havens, 1965), y encontró que no había diferencias estadísticamente significativas entre los puntajes de anomia de los integrantes de la familia nuclear y la familia extensa, de familias migrantes que vivían en el barrio “El Carmen” en la ciudad de Bogotá. Además, reportó un coeficiente Spearman-Brown de .56

El estudio de Albán (2005) tenía como objetivo investigar el impacto de la anomia en el comportamiento de los peatones en la ciudad de Bogotá. Para esto utilizó una versión de 6 ítems de la escala de Srole, hallando que, aunque exista un conocimiento de las reglas de tránsito, éstas no se cumplen ni se respetan, dado que la anomia incide y determina el comportamiento individual al momento de caminar por las vías. Guataquí (2006) realizó una réplica de la investigación de Lipman & Havens (1965), usando las mismas cuatro escalas y comparando dos grupos similares. Empero, en esta ocasión no se encuentran diferencias estadísticamente significativas en ningún grupo, debido al aumento de la violencia en Colombia, desde los años noventa, lo que conlleva una percepción generalizada de anomia (Guataquí, 2006).

De todo lo anterior, se evidencia que, en Colombia, existen investigaciones en las cuales se ha utilizado la escala de Srole, sin embargo, únicamente el estudio

de Flinn (1966), reporta un coeficiente de consistencia interna. Junto a esto, no se encuentran estudios que hayan utilizado la escala de McClosky y Schaar. Por estas razones, el objetivo del presente estudio fue realizar un análisis de confiabilidad y estructura interna de ambas escalas para población colombiana, entendiendo la importancia que han tenido los estudios de anomia en Colombia y la relevancia de continuar con esta línea de investigación.

instrumentos (Ato, López & Benavente, 2013; León & Montero, 2002)

## Participantes

Para ambas escalas se usó un muestreo a conveniencia y se respondían por medios virtuales. Los criterios fundamentales que se debían tener para participar en el estudio fueron ser ciudadano(a) colombiano, y mayor de edad. Únicamente se analizaron las respuestas totalmente diligenciadas y que cumplieran los criterios anteriores. En total se contó con la participación de 181 personas. La Tabla 1 resume las características generales de los participantes, incluyendo las siguientes variables: edad, género, estado civil, creencia religiosa, escolaridad finalizada, escolaridad en curso, ciudad de origen y lugar de vivienda.

## Método

### Diseño

Se realizó una investigación con un diseño instrumental dado que se analizaron las propiedades psicométricas de ambos

Tabla 1.  
*Descriptivos de las características generales de los participantes según variables*

Variable	Características propias de cada variable		
Edad	25.28 (Promedio)	9.23 (Desviación estándar)	Min. 18 Max. 67
Género	58.6% (Masculino)	40.3% (Femenino)	1.1% (No binario)
Est. Civil	56.9% (Soltero/a)	26% (En una relación)	17.1%(Otros)
C. Religiosa	34.3% (católica)	23.8% (Irreligiosa)	41.9% (Otros)
Estrato	48.1% (Es. 3)	23.8% (Es. 4)	28.1% (Otros)
E. Finalizada	55.8% (Bachiller)	24.3% (Universitario)	19.9% (Otros)
E. en Curso	65.2% (Universitario)	27.1% (Ninguno)	7.7% (Otros)
C. Origen	74.6% (Bogotá)	25.4% (Resto del país)	0% (Fuera del país)
C. Vivienda	82.9% (Bogotá)	14.9% (Resto del país)	2.2% (Fuera del país)

## Instrumentos

Se utiliza la Escala de Srole en su versión extensa de 9 ítems; parte de ésta ya se encuentra validada para Colombia (Flinn, 1966; Lipman & Havens, 1965). Se incluyen los 4 ítems de la revisión de Robinson et al. (1991), traducidos al español por Rodríguez (2006); tiene una estructura bifactorial, en la cual los primeros tres ítems se agrupan en un factor y los restantes 6 en otro. La otra escala es la de McClosky y Schaar (1965a), que cuenta también con 9 ítems, utilizando la traducción de Rodríguez (2006), y que, de igual manera, tiene una estructura unifactorial. Sin embargo, ambas escalas se revisaron por medio de entrevistas cognitivas para corroborar que los ítems se entendían y no hubiera diferencias entre las versiones. Las opciones de respuesta de ambas escalas eran una escala Likert de cinco puntos que iba desde “Totalmente en desacuerdo” a “Totalmente de acuerdo”. Para el análisis de datos se utilizaron SPSS versión 24, *Lertap: Student license*, para analizar las opciones de respuesta de cada uno de los ítems, *Lisrel 9: Student license*, para hacer los análisis factoriales confirmatorios, y *GPower 3.3* para el cálculo post hoc de la potencia estadística de las pruebas.

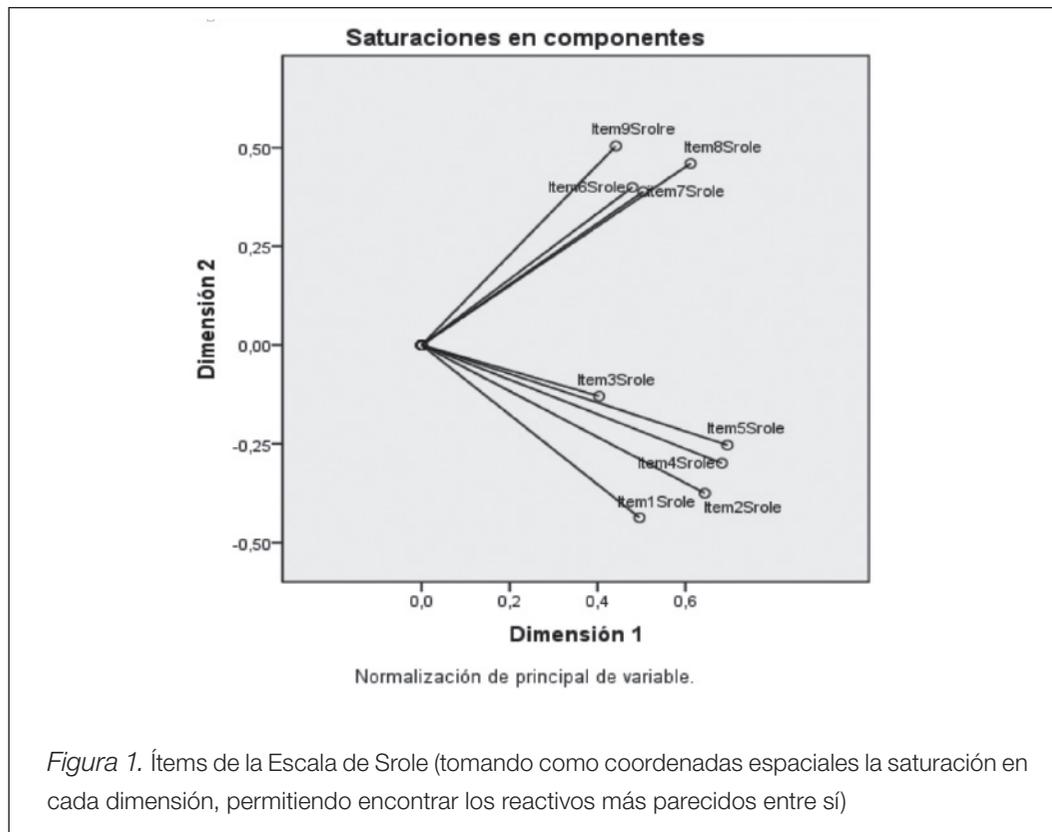
obstante, dos ítems presentaron una correlación ítem-total menor a .3 (Ítems 1 y 3), y el resto de las correlaciones iban desde .30 hasta .49. La media de respuesta de cada uno de los ítems tenía valores entre 1.82 hasta 3.85. Por otro lado, la media de la puntuación total de los participantes fue de 27.91 y una SD = 5.09 (Mín. posible 9; Máx. posible 45); se utilizó la prueba Kolmogórov-Smirnov para comprobar el supuesto de normalidad (.08,  $gl = 181$ ,  $p = .007$ ,  $p < .05$ ). A consecuencia de no cumplirse este supuesto, se utilizaron pruebas no paramétricas para las comparaciones de los grupos.

Al respecto de la estructura de dos factores hallada por Rodríguez (2006), se realizó un análisis factorial confirmatorio para probarla. Sin embargo, los resultados obtenidos muestran un bajo ajuste con el modelo propuesto ( $\chi^2 = 107.81$ ;  $df = 26$ ;  $p = .00$ . RMSEA = .132); esto se confirma al mirar los *índices comparativos de ajuste*, los *índices de proporción de varianza* y los *índices basados en los residuos* (Aldás-Manzano, 2005; Ullman, 1996). Puesto que ninguno de estos estaba dentro de los valores recomendados, se llevó a cabo un análisis de componentes principales para datos categóricos (CATPCA), incluido en el módulo de escalamiento óptimo de SPSS, versión 24. Se usó el nivel de Spline-ordinal y se planteó un modelo de dos dimensiones: la primera obtuvo un Alfa de Cronbach de .72 y explica el 31.37% de la varianza., cumpliendo el criterio de ser mayor a .70 (Hair et al., 1999). La segunda dimensión obtuvo un alfa bajo (.24) y explicaba el 14.2% de la varianza. Todos los ítems tenían un aporte mayor a la primera dimensión con excepción del ítem 9. La Figura 1 muestra la ubicación espacial de los ítems en relación con las dimensiones.

## Resultados

### Escala de Srole

El alfa de Cronbach obtenido fue de .68, sólo la eliminación de un ítem incrementaba el valor obtenido (Ítem 3). No



Se encuentra un total de tres componentes principales: el primero incluye los ítems del 1 al 5, con valores positivos dentro de la dimensión 1 y negativos en la dimensión 2. El segundo contiene los ítems 6 al 8, con puntuaciones positivas en ambas dimensiones, pero con puntajes mayores en la primera de éstas. Por último, el tercero está compuesto únicamente por el ítem 9, con ambas puntuaciones positivas, pero mayores en la segunda dimensión. El análisis de las claves de los ítems muestra que existen problemas en la discriminación de las claves en todos los ítems, exceptuando el ítem 1, dado que se espera que la correlación biserial aumente desde la opción “Totalmente en desacuerdo” (1) hasta “Totalmente de acuerdo” (5). En lo que respecta a los ítems 2, 4, 5, 6 y 8, esta discrepancia se da entre las opciones “Totalmente en desacuerdo” y

“En desacuerdo”, por lo tanto, las personas que elegían “En desacuerdo” tenían, en promedio, una menor puntuación de anomia que las personas que elegían “Totalmente en desacuerdo”. En el caso de los ítems 3, 7 y 9, lo opuesto, la diferencia estaba entre “De acuerdo” y “Totalmente de acuerdo”, resultando que las personas que seleccionaban la primera opción tenían mayores puntajes que aquellas que respondían “Totalmente de acuerdo”.

Finalmente, al realizar las comparaciones por variable (ver Tabla 2), no se encuentran diferencias estadísticamente significativas. Esto apoya los resultados obtenidos por Guataquí (2006), soportando la idea de los patrones de anomia están distribuidos por igual entre la población colombiana, sin importar al grupo al que pertenezcan. Esto se podría

deber “a la persistencia histórica de la violencia en la sociedad colombiana, y al reciente aumento en los niveles de violencia experimentados desde principios de los noventa” (Guataquí, 2006, p. 199).

Tabla 2  
Comparaciones por variables grupos, N, prueba usada, estadístico y significación

Variable	Grupos	N	Prueba estadística	Estadístico	Valor p
Edad	-	181	Rho de Spearman	rs = -.19	.79
Género	2	179	U de Mann-Whitney	U = 3846	.94
Estado civil	4	180	Kruskal-Wallis	H (3) = 1.09	.77
Creencia religiosa	6	167	Kruskal-Wallis	H (5) = 2.69	.74
Estrato	4	178	Jonckheere-Tresta	Tjt = 4492; z= -1.912	.06
Escolari. Finalizada	6	178	Jonckheere-Tresta	Tjt = 4810; z= -0.075	.94
Escolari. en Curso	2	167	U de Mann-Whitney	U = 2763	.65
C. Origen	2	181	U de Mann-Whitney	U = 3033.5	.81
C. Vivienda	2	181	U de Mann-Whitney	U = 2314	.96

## Escala de McClosky y Schaar

Se obtuvo un Alfa de Cronbach de .75, solamente eliminando el ítem 7 este valor subiría; de igual forma, este reactivo era el único que presentaba una correlación ítem-total menor de .3, y el resto de las correlaciones iban desde .36 (ítem 5) hasta .58 (ítem 4). La media de respuesta de los ítems se ubica entre 2.19 y 3.65. De igual modo, el promedio de la puntuación total fue de 25.84; SD = 5.86 (Mín. posible = 9 Máx. posible = 45). De nuevo, se usó la prueba Kolmogórov-Smirnov para verificar el supuesto de la normalidad por medio (.06, gl = 181; p = .059, p > .05). Ya que éste se cumplió, se utilizaron pruebas paramétricas para las comparaciones entre los grupos.

Nuevamente, se realizó un análisis factorial confirmatorio para comprobar la estructura de un solo factor (Rodríguez, 2006; Vera, Camino et al., 2013; Vera, Yáñez et al., 2013). Los resultados muestran, de nuevo, un bajo ajuste con el modelo propuesto ( $\chi^2 = 131.40$ ;  $df = 27$ ;  $p = .00$ . RMSEA = .14); esto se confirma en los índices comparativos de ajuste, los de proporción de varianza y los basados en los residuos (Aldás-Manzano, 2005; Ullman, 1996). Por esa razón, se realizó el análisis de componentes principales para datos categóricos (CATPCA). También se usó el nivel de Spline-ordinal y se planteó un modelo de dos dimensiones. Como el caso anterior, la primera dimensión obtuvo un Alfa de Cronbach satisfactorio de .77, abarcando el 35.810% de la varianza, mientras la segunda tuvo un Alfa de .32 y explica el 15.548%. La Figura 2 muestra la ubicación espacial de los ítems en relación con las dimensiones.

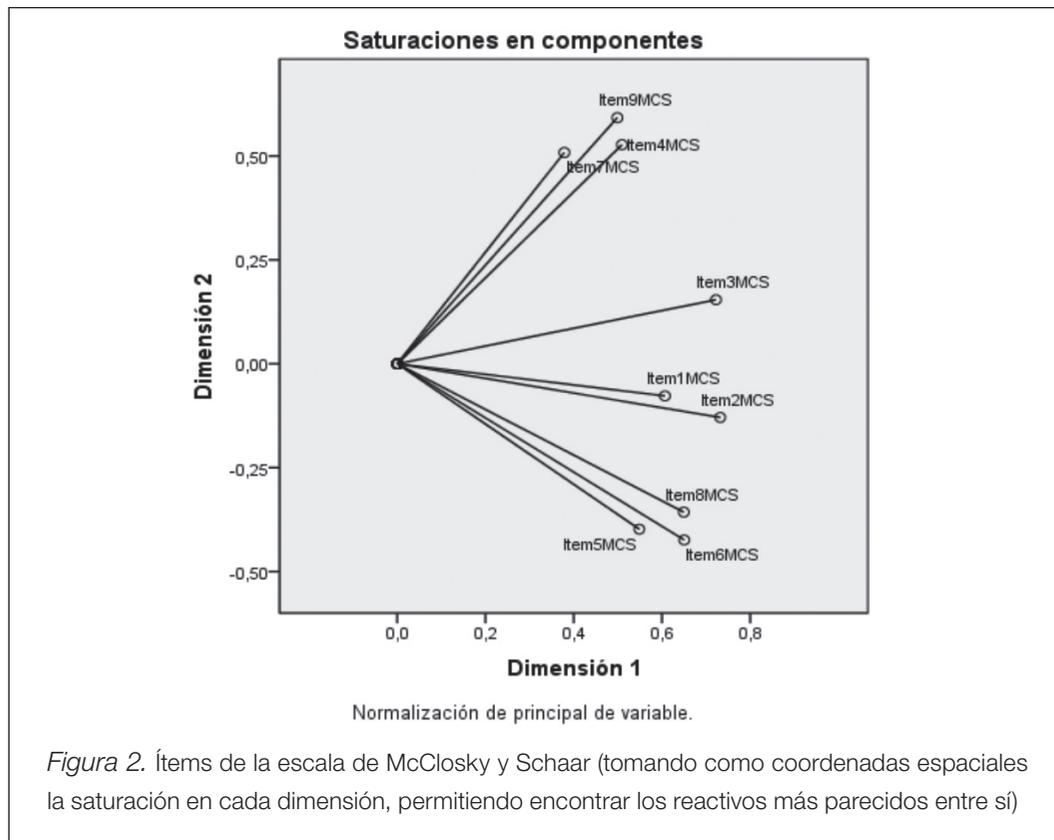


Figura 2. Ítems de la escala de McClosky y Schaar (tomando como coordenadas espaciales la saturación en cada dimensión, permitiendo encontrar los reactivos más parecidos entre sí)

Tabla 4  
Conjunto de factores y los ítems dentro de ellos, para la escala de McCloskey y Shaar

Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Ítem 1	(.60; -.07)		
Ítem 2	(.73; -.12)		
Ítem 3			(.72;.15)
Ítem 4		(.50;.52)	
Ítem 5	(.54; -.39)		
Ítem 6	(.65; -.42)		
Ítem 7		(.37;.50)	
Ítem 8	(.64; -.35)		
Ítem 9		(.49;.59)	

Al analizar las opciones de respuesta para cada uno de los reactivos, nuevamente se encuentran las discrepancias en la discriminación nombradas anteriormente. En esta escala se presentan

3 diferentes diferencias, las cuales se listan a continuación: La discrepancia entre “Totalmente en desacuerdo” y “En desacuerdo”, la cual se da únicamente en el ítem 1. La segunda corresponde a

las diferencias entre “De acuerdo” y “Totalmente de acuerdo”, la cual afecta a los reactivos 4, 5, 6, 8 y 9. Y la última es la unión de las dos anteriores, es decir, que, de la misma manera, las personas que respondían “En desacuerdo” tenían puntajes más bajos, y las personas que seleccionaban “De acuerdo” tenían mayores puntajes, ocurriendo esto en los ítems 2, 3 y 7.

Al comparar los diferentes grupos por las variables (ver Tabla 3), se evidencian diferencias estadísticamente significativas al comparar grupos por creencia religiosa. Los análisis *post hoc*, realizados con la prueba HSD de Tukey, indicaron que el puntaje total de la prueba de anomia era mayor para los católicos en comparación con los agnósticos ( $p =$

.029), católicos y ateos ( $p = .011$ ), y también entre católicos y las personas que dijeron no tener religión/irreligiosas ( $p = .005$ ). El cálculo de la potencia estadística del ANOVA de un factor determina que éste tiene un nivel adecuado ( $1-B = .98$ ). Asimismo, es importante destacar que ambas medidas se relacionan ( $r_s = .55, p = .00, p < .01$ ). Ya para concluir, se buscaba saber si era posible asumir ambas pruebas como versiones paralelas, para lo que se usó la prueba de rangos de Wilcoxon, hallándose que los puntajes totales de la Escala de Srole son estadísticamente mayores en comparación con los puntajes de la escala de McClosky y Schaar ( $z = -5,33, p = .00; p < .01$ ). Respecto a la potencia estadística de esta prueba, de nuevo resulta ser satisfactoria ( $1-B=.99$ ).

Tabla 4  
Comparaciones por variables grupos, N, prueba usada, estadístico, significación

Variable	Grupos	N	Prueba estadística	Estadístico	Valor p Edad
	-	181	Rho de Spearman	$r_s = -.60$	.42
Género	2	179	t-muestra indepen.	$t(177) = -.22$	.82
Estado civil	4	180	ANOVA-un factor	$F(3,176) = .56$	.63
Creencia. religiosa	6	167	ANOVA-un factor	$F(5,161) = 4.48$	.001**
Estrato	4	178	ANOVA-un factor	$F(3,174) = 2.49$	.06
Escolari. Finalizada	6	178	ANOVA-un factor	$F(4,173) = .43$	.78
Escolari. en Curso	2	167	t-muestras indepen.	$t(75,7) = -.26$	.79
C. Origen	2	181	t-muestras indepen.	$t(179) = -.19$	.84
C. Vivienda	2	181	t-muestras indepen.	$t(179) = -.03$	.97

# D

## iscusión

Los resultados obtenidos demuestran que la Escala de McClosky y Schaar tiene una mejor consistencia interna que la Escala de Srole; sin embargo, ambas requieren modificaciones para poder utilizarse de manera óptima con poblaciones colombianas. En primer lugar, se propone utilizar una versión de 6 ítems de la Escala de Srole (Alfa de Cronbach = .68), con una estructura interna de 2 factores. El tercer componente se descartó por tener únicamente un ítem. El primer factor incluye los ítems 2, 4 y 5, y se llama “Percepción de la sociedad en general”; el segundo incluiría del ítem 6 al 8, denominado “Consecuencias de vivir en una sociedad anómica”. Aunque la Escala de McClosky y Schaar ha tenido resultados similares a los presentes en sociedades latinoamericanas (Rodríguez, 2006; Vera, Yáñez et al., 2013), no se encuentra una estructura de un solo factor y tampoco se cumple el supuesto de unidimensionalidad; en cambio, se presenta una estructura con 2 factores y 7 ítems: el primero llamado “Sentimientos y emociones vinculadas con la anomia” (compuesto por los ítems 1, 2, 5, 6 y 8). El Segundo, “Percepción de una sociedad en caos”, que comprende los ítems 4 y 9. Asimismo, el tercer componente se descartó debido a que tenía un solo reactivo.

Los resultados del análisis de las opciones de respuestas para cada uno de los ítems concuerdan con los reportados por Lipman & Havens (1965) y Flinn (1966). Así, en ambas investigaciones se

encuentra que existe tendencia a evitar seleccionar los valores extremos en esta escala Likert, por lo tanto, otra de las recomendaciones es cambiar la escala de medida por una de 3 posibles opciones, a saber: “En desacuerdo”, “Indeciso” y “De acuerdo”. Por otro lado, la diferencia por creencia religiosa en los puntajes de la Escala de McClosky y Schaar tiene que analizarse detalladamente. En primer lugar, porque el mismo Durkheim (2012) propone en *Las formas elementales de la vida religiosa* a la religión como una forma de integración social y, de esta manera, atenuación de la anomia. Además, diversos estudios han encontrado que ir continuamente a la iglesia está relacionado con una menor percepción de anomia (Hong, 1981; Kanagy, Willits, & Crider, 1990; Martin & Stack, 1983; Stack, 1981); además, se encuentra que mayores índices de religiosidad tienen un efecto disuasorio en participar en actividades ilegales y posee un efecto amortiguador clave entre la anomia personal y el comportamiento ilegal (Carter & Carter, 2014).

Inclusive en el estudio de Hong (1981), no se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre ningún grupo religioso, sin embargo, sí se propone que altos puntajes de anomia serían obtenidos por personas religiosas que van pocas veces o ninguna vez a la iglesia. Por esto, una diferencia significativa entre los puntajes de anomia “probablemente sólo existe entre individuos que asisten a servicios religiosos cada semana o más y aquellos que acuden una o dos veces al año o menos” (Hong, 1981, p. 239). Además, el estudio de Fay (1978) sobre una comunidad de monjas católicas en Estados Unidos concluyó que los puntajes de anomia eran mayores en

las monjas que más tiempo llevaban en la orden, dado que eran más propensas a adherirse a creencias tradicionales, y esto conllevaba tener una mayor percepción de la anomia en respuesta al impacto que tenía el cambio de las tradiciones. Así, los miembros apegados a la ideología y las prácticas que están disminuyendo en una comunidad cambiante, estructuralmente anómica, son particularmente susceptibles a la anomia psicológica.

Lo anterior también se refleja en el estudio de Kanagy et al. (1990), quienes encontraron que cuando la religiosidad se medía como la aceptación de las creencias tradicionales sobre la existencia y la omnipotencia de una deidad, la relación entre religiosidad y anomia pasaba de ser negativa a positiva. En este orden de ideas, concluyeron que “cuanto mayor es la adherencia a las creencias tradicionales acerca de Dios, mayor es la anomia” (Kanagy et al., 1990, p.233). Además, este mismo estudio provee una idea de por qué las diferencias únicamente se encontraron en los puntajes de la Escala de McClosky y Schaar, dado que los autores consideran que la Escala de Srole se aproxima de una manera incompleta para analizar la relación entre anomia y religiosidad (Kanagy et al., 1990). Esta relación, como demuestra la literatura, es multidimensional (Carter & Carter, 2014), y lleva a que los autores propusieran que “los futuros estudios empíricos deben tener en cuenta una variedad de respuestas psicológicas que vinculan a las personas con sus mundos sociales” (Kanagy et al., 1990, p. 233); aspecto que se relaciona directamente con la propuesta de McClosky y Schaar (1965a) y las reflexiones que Bautista & Vera (2015) recogen de ésta.

## Conclusiones

La adaptación propuesta para la población colombiana permite concluir que la Escala de McClosky y Schaar tiene mejores coeficientes de consistencia interna que la de Srole; empero, aún se requiere de estudios complementarios que aporten diferentes evidencias de validez, ya que, de igual manera, es necesario corroborar la estructura interna encontrada para cada una de las escalas, no sólo con el fin de recolectar evidencia suficiente que sustente el uso de estas adaptaciones, sino también con el ánimo de ahondar en los diferentes interrogantes que dejan las diferencias entre los puntajes de anomia entre grupos con diferente creencia religiosa. Entre las preguntas que quedan por responder se destaca: ¿Cuál es la relación entre la creencia religiosa católica, el tradicionalismo y la anomia en Colombia?, puesto que es falso afirmar que todos los colombianos que se incluyen en el credo católico sean conservadores y altamente tradicionalistas. A su vez, quedan sin reconocer las diversas formas en que la anomia incide en la vida cotidiana en Colombia, las cuales no pueden ser estudiadas utilizando únicamente escalas.

## Referencias

Albán, M. (2005). El comportamiento de los peatones en el espacio público: una aproximación sociológica al caso

- de Bogotá. *Territorios*, (13), 99-114. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/357/35711618007.pdf>
- Aldás-Manzano, J. (2005). Ecuaciones estructurales: Análisis Factorial Confirmatorio. En E. Uriel y J. Aldas-Manzano (Eds.) *Análisis multivariante aplicado* (pp.441-488) Madrid, España: Paraninfo Cengage Learning
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi:10.6018/analesps.29.3.178511
- Bautista, G., & Vera, J. (2015). Conducta antisocial, anomia y alienación en adolescentes mexicanos. *DIRE*, 6, 48-60. Recuperado de <http://epublications.unilim.fr/revues/dire/592>
- Carter, E., & Carter, M. (2014). Anomie, deviance, and the religious factor: Data from 104 NFL players. *Journal of Sociology and Social Work*, 2(2), 135-144. doi:10.15640/jssw.v2n2a8
- Durkheim, E. (2003). *El suicidio: estudio de sociología*. (6ª. ed.) Madrid, España: Akal
- Durkheim, E. (2012). *Las formas elementales de la vida religiosa*. (1ª. ed.). Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica.
- Durkheim, E. (2013). *La división del trabajo social*. (1ª. ed.). Buenos Aires, Argentina: Ediciones Lea.
- Fandiño, A., Souza, M., Formiga, N., Menezes, R., & Bentes, S. (2015). Organizational anomie, professional self-concept and organizational support perception: theoretical model evidences for management. *International Journal of Business and Social Science*, 6(11), 1-10.
- Fay, L. (1978). Differential anomic responses in a religious community. *Sociological Analysis*, 39(1), 62-76. doi:10.2307/3710162
- Flinn, W. (1966). *Adaptation of rural Colombian migrant families to the urban society of Bogota, Colombia* (Tesis de doctorado). The Ohio State University, Columbus, Estados Unidos. Recuperado de [https://etd.ohiolink.edu/!etd.send\\_file?accession=osu1486633544273875&disposition=inline](https://etd.ohiolink.edu/!etd.send_file?accession=osu1486633544273875&disposition=inline)
- Guataquí, J. (2006). *Forced displacement and internal migration in Colombia, 1992-2004*. (Tesis de doctorado), University of Warwick, Coventry, Inglaterra. Recuperado de <http://wrap.warwick.ac.uk/id/eprint/2453>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1999). *Análisis multivariante*. Madrid, España: Prentice Hall.
- Hewitt, H., Gantiva, C., Vera, A., Cuervo, M., Hernández, N., Juárez, F. & Parada, A. (2014). Afectaciones psicológicas de niños y adolescentes expuestos al conflicto armado en una zona rural de Colombia. *Acta Colombiana de Psicología*, 17(1), 79-89. doi: 10.14718/ACP.2014.17.1.9
- Hong, L. (1981). Anomia and religiosity: Some evidence for reconceptualization. *Review of Religious Research*, 3, 233-244. doi:10.2307/3509673
- Kanagy, C. L., Willits, F. K., & Crider, D. M. (1990). Anomia and religiosity: data from a panel study of middle-aged subjects. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 29, 226-235. doi:10.2307/1387430

- Konty, M. (2005). Microanomie: The cognitive foundations of the relationship between anomie and deviance. *Criminology*, 43(1), 107-132. doi:10.1111/j.0011-1348.2005.00004.x
- Levina, J., & Mårtinsone, K. (2017). Psychometric properties of the Anomia Questionnaire (AQ). *Society. Integration. Education. Proceedings of the International Scientific Conference*, 1, 580-590. doi:10.17770/sie2017vol1.2291
- Lipman, A., & Havens, A. E. (1965). The Colombian violencia: An ex post facto experiment. *Social Forces*, 44(2), 238-245. doi:10.2307/2575633
- Martin, J., & Stack, S. (1983). The effect of religiosity on alienation: A multivariate analysis of normlessness. *Sociological Focus*, 16(1), 65-76. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/20831271>
- McClosky, H., & Schaar, J. (1965a). Psychological dimensions of anomy. *American Sociological Review*, 30, 14-40. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/2091771>
- McClosky, H., & Schaar, J. (1965b). Anomy: Reply to Srole and Nettler. *American Sociological Review*, 30(5), 763-767. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/2091145>
- Meier, D., & Bell, W. (1959). Anomia and Differential Access to the Achievement of Life Goals. *American Sociological Review*, 24(2), 189-202. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/2089429>
- Merton, R. (1938). Social Structure and Anomie. *American Sociological Review*, 3(5), 672-682. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/2084686>
- Merton, R. (2002). *Teoría y estructura sociales*, Ciudad de México, México: Fondo de Cultura Económica.
- Merton, R., & Albero, C. (2002). La división del trabajo social de Durkheim. *Reis*, (99), 201-209. doi:10.2307/40184406
- Meštrović, S. (1985). Anomia and Sin in Durkheim's Thought. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 24(2), 119-136. doi:10.2307/1386337
- Meštrović, S. (1987). Durkheim's Concept of Anomie Considered as a 'Total' Social Fact. *The British Journal of Sociology*, 38(4), 567-583. doi:10.2307/590917
- Meštrović, S., & Brown, H. (1985). Durkheim's Concept of Anomie as Dérèglement. *Social Problems*, 33(2), 81-99. doi:10.2307/800554
- Montero, I., & León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 503-508. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/337/33720308.pdf>
- Nettler, G. (1957). A Measure of Alienation. *American Sociological Review*, 22(6), 670-677. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/2089196>
- Nettler, G. (1965). A Further Comment on "Anomy". *American Sociological Review*, 30(5), 762-763. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/2091144>
- Parales, C. (2004). El conflicto interno colombiano. Identidad, solidaridad y

- conflicto social. *Revista Internacional de Sociología*, 62(38), 191-214. doi:10.3989/ris.2004.i38.259.
- Parales-Quenza, C. (2008). Anomia social y salud mental pública. *Revista de Salud Pública*, 10(4), 658-666. Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/422/42210416/>
- Parales-Quenza, C. (2009). National identity, anomie and mental health in Latin America. *Current Sociology*, 57, 851-870. Recuperado de <http://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0011392109342222>
- Parales-Quenza, C. (2018). Situaciones traumáticas y oportunidades de crecimiento personal. En E. Dulcey-Ruiz, C. Parales-Quenza & R. Posada-Gilède (Eds.) *Envejecimiento del nacer al morir* (pp.143-159). Bogotá: Siglo del hombre Editores.
- Parra, R. (1966). *La Estructura Social y el Cambio en la Tecnología Agrícola: El Caso de Candelaria*. [version Adobe Digital Editions]. Recuperado de <http://www.bdigital.unal.edu.co/1426/6/05CAPI04.pdf>
- Posada-Gilède, R. (2018). Creciendo en entornos violentos: influencias del contexto en el desarrollo moral. En E. Dulcey-Ruiz, C. Parales-Quenza & R. Posada-Gilède (Eds.), *Envejecimiento del nacer al morir* (pp.143-159). Bogotá: Siglo del hombre Editores.
- Reyes, V. (2008). Anomia y criminalidad: Un recorrido a través del desarrollo conceptual del término Anomia. *Revista Criminalidad*, 50(1), 319-332. Recuperado de [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1794-31082008000100009&lng=en&tlng=es](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1794-31082008000100009&lng=en&tlng=es).
- Reyes, V. (2016). *La anomia. Espacios, tiempos y conflictos anómicos Análisis de casos*. Bogotá, D.C, Colombia: Ediciones Aurora
- Robinson, J., Shaver, P., & Wrihtsman, L. (1991). *Measures of personality and social psychological attitudes*. Los Angeles, USA: Academic Press.
- Rodríguez, J. (2006). Análisis comparativo de confiabilidad y validez de dos escalas de anomia. *Interamerican Journal of Psychology*, 40(2), 193-204. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28440206>
- Sariola, S. (1965). Fatalism and anomie: Components of rural-urban differences. *The Kansas Journal of Sociology*, 1(4), 188-196. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/23308483>
- Socha, D., Lozano, K., Lozano, M., Guzmán, K., Torres, B., Díaz, D, Duran, Y., Salamanca, P., & Mera, S. (2016). Voces rurales y urbanas del conflicto armado, la violencia y paz en Colombia. *Informes Psicológicos*, 16(1), 65-84. doi: 10.18566/infpsicv16n1a04
- Srole, L. (1956). Social integration and certain corollaries: An exploratory study. *American Sociological Review*, 21, 709-716. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/2088422>
- Srole, L. (1965). A Comment on "Anomy". *American Sociological Review*, 30(5), 757-762. Recuperado de <http://www.jstor.org.ezproxy.unal.edu.co/stable/2091143>
- Stack, S. (1981). Religion and anomia in America. *The Journal of Social Psychology*, 114(2), 299-300. doi: 10.1080/00224545.1981.9922764

- Teymoori, A. (2016). *The Psychology of Anomie*. (Tesis de doctorado). Universidad de Queensland, Brisbane, Australia. Recuperado de [https://espace.library.uq.edu.au/view/UQ:406959/s4297448\\_final\\_thesis.pdf](https://espace.library.uq.edu.au/view/UQ:406959/s4297448_final_thesis.pdf)
- Teymoori, A., Jetten, J., Bastian, B., Ariyanto, A., Autin, F., Ayub, N., et al. (2016) Revisiting the Measurement of Anomie. *PLoS ONE* 11(7), 1-27. doi:10.1371/journal.pone.0158370
- Ullman, J. (1996). Structural equation modeling. En B. Tabachnick & L. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (pp. 709–812). New York, USA: HarperCollins.
- Vera, J., Bautista, G., & Ramírez, M. (2014). Efectos de la anomia, alienación y confianza en la conducta antisocial en jóvenes fuera del sistema escolar y laboral. *Civilizar. Ciencias Sociales y Humanas*, 14(27), 155-164.
- Vera, J., Camino, C., Formiga, N., Yáñez, A., & Bautista, G. (2013). Propiedades psicométricas de anomia, alienación y desarrollo moral en estudiantes de bachillerato. *Psico-USF*, 18(2), 231-240. doi:10.1590/S1413-82712013000200007
- Vera, J., Yáñez, A., Ramírez, M., & Bautista, G. (2013). Anomia social, anomia psicológica y alienación como predictores de la conducta disocial en Adolescentes escolares. *Revista Pesquisas e Práticas Psicossociais*, 8(2), 225-232.
- Waldmann, P. (2007). *Guerra civil, terrorismo y anomia social*. El caso colombiano en un contexto globalizado. Bogotá, D.C, Colombia: Editorial Norma