

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL CUESTIONARIO DE DESHONESTIDAD ACADÉMICA EN ESTUDIANTES DE INGLÉS EN CUENCA, ECUADOR

Psychometric properties of the Academic Dishonesty Questionnaire in English students in Cuenca, Ecuador

Walter Marcelo Bernal Arellano

marcelo.bernal@ucuenca.edu.ec
<https://orcid.org/0000-0002-7802-3793>
Universidad de Cuenca (Ecuador)

Jose Luis Vilchez Tornero

jlvil@hotmail.de
<https://orcid.org/0000-0001-5288-8791>
Universidad del Atlántico Medio (España)

419

Recibido: 23/05/2023

Evaluado: 18/07/2023

Revisado: 31/10/2023

Aceptado: 08/12/2023

Resumen

La deshonestidad académica tiene mucha relevancia actual. No existe posibilidad de desarrollo cognitivo sin la actuación de retos en la formación que provoquen la profesionalización de los estudiantes. La deshonestidad académica pone en peligro dicho desarrollo. Las excusas en forma de “no estar listo para el examen”, “dificultad del examen”, “falta de tiempo para el estudio” o

“profesores descuidados e indulgentes” como justificativos de la misma son simplemente anclajes que socaban la justicia y eficiencia social y el fin último de la Educación (el verdadero progreso). Al disponer de una herramienta válida y fiable para la detección de la actitud positiva hacia la deshonestidad académica, se habilita para la detección temprana y solución de problemática educativa y cívica.

Abstract

Academic dishonesty is a very relevant topic nowadays. There is no possibility of cognitive development without challenges in training, which cause the professionalization of students. Academic dishonesty jeopardizes this development. Excuses in the form of "not being ready for the exam", "exam difficulty", "lack of time for study" or "careless and indulgent teachers" as justifications for carrying out dishonesty are simply anchorage that undermine justice and social efficiency and the ultimate goal of Education (true progress). By having a valid and reliable tool for the detection of the positive attitude towards academic dishonesty, we are able for the early detection of and for giving solutions to educational and civic problems.

420

Palabras Clave: deshonestidad académica, cuestionario, moralidad, pragmatismo, compromiso institucional.

Keywords: academic dishonesty, questionnaire, morality, pragmatism, institutional commitment.

Introducción

El tema de la deshonestidad académica en estudiantes ha recibido un énfasis especial en su estudiarse recientemente (Nazir y Aslam, 2009). No obstante, ya hay evidencias de que dicha deshonestidad es muy frecuente (Al-Qaisy, 2008; Baird 1980; Collison 1990; McCabe, 2005, 2001). Lo peligroso en esta temática es el proceso psicológico desvelado de normalización, que hace que los

sujetos no lo vean como un comportamiento incorrecto (Diekhoff et al., 1996) y cuya expresión ha ido mutando en sus formas de manifestarse (Vandehey, Diekhoff y LaBeff, 2007). Como dato descriptivo que muestra la importancia del tema, la tasa de engaño académico ronda entre el 52% y el 90%. En este sentido, es interesante el tanto por ciento de personas que comenten la cantidad de trampas (e.g., Jordan, 2001). En un ejemplo concreto, de un 31.4% de entrega de tareas de forma deshonestas, sólo el 8.6% de los estudiantes fue el que cometió el 75% de las trampas.

En cuanto al género, la mayoría de los estudios han encontrado que los hombres tienen una mayor tendencia a engañar (Al-Qaisy 2008; Baird 1980; Nazir y Aslam 2009); aunque algunos estudios no han encontrado esta diferencia (Diekhoff et al. 1996; Fisher 1970; Jordan 2001; Malone 2006; Vitro y Schoer 1972). Del mismo modo, se ha encontrado una relación negativa entre la edad y hacer trampas; es decir, cuanto más joven se es, mayor probabilidad de cometer deshonestidad (Diekhoff et al., 1996; Vandehey et al., 2007; Whitley, 1998). Otros datos apuntan a que es el tipo de carrera y/o disciplina el factor que causa el intento de engaño, mostrando que los estudiantes de las facultades de humanidades hacen más trampa supuestamente debido a la naturaleza memorística de los contenidos de su disciplina (Al-Qaisy, 2008). En cuanto al nivel de educación, se ha encontrado que los alumnos de los primeros semestres es más probable que sean deshonestos que los de los últimos cursos (Jordan, 2001). Por último, en referencia al estado civil, se han encontrado que los estudiantes solteros hacen un mayor número de trampas (Vandehey et al., 2007; Whitley 1998).

Desde nuestra perspectiva, se postula que todos ellos son factores circunstanciales que no determinan el hecho de ser deshonesto o no, sino que los factores esenciales son de índole personal. En este sentido, se han estudiado factores como la motivación (Jordan 2001) y la autoestima (Anderman y Midgley 1997; Dweck 1986). Relacionado con ello, se ha investigado el papel de las políticas institucionales como contrapartida para combatir la deshonestidad académica (en su sentido permisivo o tajante de ello); sólo con consecuencias se aprende (cf. Skinner, 1938). En este sentido, destaca el papel restrictivo social de la actitud de los compañeros sobre el engaño cometido por otros (Stevens y Stevens 1987); se ha encontrado que los

estudiantes comenten menos trampas cuanto mayor exposición a los otros tienen (Jordan, 2001). La desaprobación *del otro* es el predictor más potente para la reducción de la deshonestidad (McCabe y Treviño, 1993). En esta dirección, el uso y promoción de códigos de honor adecuados puede reducir considerablemente las trampas (McCabe y Treviño, 1993); incluso a largo plazo, aunque son insuficientes si no se institucionaliza la prevención, persecución y sanción de las mismas (Vandehey et al., 2007).

Con el objetivo de constatar si en Irán los resultados de la deshonestidad tenían factores comunes con aquellos *países desarrollados* de referencia, Ahmadi (2012) constató que hacer trampas es bastante común igualmente entre los estudiantes iraníes de idiomas (Inglés). Las justificaciones encontradas para ello giraron en torno a *notas mentales* (en términos de Vilchez 2019, 2018, 2016) tales como “no estar listo para el examen”, “dificultad del examen”, “falta de tiempo para el estudio” o “profesores descuidados e indulgentes” (Ahmadi, 2012). Los métodos más comunes fueron “hablar con las personas adyacentes”, “copiar de la prueba de otros” y “usar gestos para obtener las respuestas de los demás”. El área de estudio, el nivel académico, la edad y el trabajo externo a la Universidad mostraron diferencias significativas en cuanto al cometimiento de la deshonestidad.

Objetivo de la investigación

El presente estudio se plantea el poder analizar psicométricamente la herramienta utilizada en estudios anteriores (cf. Ahmadi, 2012). Del mismo modo, como en dicho estudio, se pretende obtener datos descriptivos en países que no son en donde se ha estudiado tradicionalmente este tema (con el fin de establecer niveles de comparación de deshonestidad académica entre ambos tipos de culturas/países).

Propósito

Analizar las propiedades psicométricas de una herramienta psicológica.

Método

Participantes

Se empleó una técnica no-probabilística incidental (Cohen y Manion, 1990) para el muestreo de la población objeto de estudio. De acuerdo al Censo de Población y Vivienda del 2010 de la República del Ecuador (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INEC], 2010), existe un universo de 6.987.177 ciudadanos con edades comprendidas entre los 5 y los 29 años. De este universo, se extrajo una muestra de 731 estudiantes universitarios ($n = 275$ hombres, $n = 456$ mujeres) con un mínimo de edad de 18 años y un máximo de 28 años. La educación universitaria es gratuita y de libre acceso. Basados en estos datos, se puede considerar que la extracción y distribución de la muestra es aleatoria. Con este punto de referencia, con una fiabilidad del 95%, la muestra seleccionada asume un margen de error del 3.56% en su representatividad del universo total (Buendía Eisman, 2001). La población seleccionada era residente de la ciudad de Cuenca, provincia del Azuay, Ecuador.

Materiales y procedimiento

El instrumento analizado fue el Cuestionario de Deshonestidad (Ahmadi, 2012). El instrumento aplicado consta de 9 reactivos con escala de respuesta de tipo Likert, cuyos valores se comprenden entre 1 (*totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*totalmente de acuerdo*). Teóricamente, este cuestionario tiene dos dimensiones, una acerca de la valoración sobre la deshonestidad en general, referente a todos los alumnos (3 ítems), y otra acerca de la actitud hacia la deshonestidad en sí misma (6 ítems).

Procedimiento

A los participantes se les pasó el cuestionario durante horas lectivas dentro de su jornada académica en sus respectivas carreras de las distintas Facultades de la Universidad (e.g., Ciencias Económicas y Administrativas; Ciencias Agropecuarias; Filosofía, Letras y Ciencias de la Educación; Psicología; Ciencias Químicas; o Arquitectura y Urbanismo), representando a todas ellas.

Se solicitó que fuesen sinceros a la hora de cumplimentar el cuestionario, se les hizo hincapié en que los datos serían anónimos y se les solicitó su consentimiento informado para utilizar los mismos. Los sujetos no recibieron ningún tipo de incentivo por su participación en el estudio.

Análisis de datos

Análisis factorial exploratorio.

El ajuste de la solución de la matriz de correlaciones fue evaluado por medio del índice de adecuación muestral de Kaiser, Meyer y Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett.

Análisis factorial confirmatorio.

Dados los dos componentes con un autovalor mayor a 1 y el tanto por ciento de varianza que explican, se realizó un análisis de ítems con extracción de componentes principales con rotación varimax y normalización Kaiser. El filtrado de ítems se realizó tomando como criterio de exclusión un peso mínimo factorial en cualquiera de las posibles dimensiones del cuestionario de, al menos, .30.

Fiabilidad.

Respetándose los preceptos de tau-equivalencia y unidimensionalidad, se realizó un α de Cronbach para determinar la fiabilidad de cada uno de los componentes que arrojó el análisis factorial; este índice se ha desvelado como equivalente a ω en estas circunstancias (Trizano-Hermosilla y Alvarado, 2016).

Correlación.

Para cada una de los componentes, se comprobó la normalidad de la distribución de las poblaciones de datos por medio del estadístico Kolmogorov-Smirnov. Dado que ninguna de las distribuciones siguió una distribución

paramétrica, se realizó una Tau-b de Kendall para constatar la correlación entre ambos componentes.

Comparación de grupos.

Del mismo modo, ante la distribución no-paramétrica, se realizaron comparaciones entre los grupos hombre/mujer, casado/soltero y con/sin trabajo con una U-Mann Whitney y con respecto a cada una de las medidas de los dos componentes.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

El índice de adecuación muestral, KMO = .774, y el de esfericidad de Bartlett, $c^2(731) = 3,016.75$, $p < .001$, se encontraron entre los parámetros aceptables para habilitar un análisis factorial. En este sentido, se desvelaron que sólo dos componentes tenían un autovalor mayor de 1 en el gráfico de sedimentación (ver tabla 1). El primer componente explicó el 30.32% de la varianza y el segundo componente un 29.02%, siendo la varianza total explicada un 59.34%.

Tabla 1. *Análisis factorial exploratorio.*

Ítem	Componentes	
	Moralidad de la deshonestidad académica	Pragmatismo de la deshonestidad académica
3	-.747	.587
2	-.740	.609
1	-.666	.580
9	.645	.370
7	.640	.489
8	.603	.452
4	.516	.324
5	.446	.360
6	.443	

Análisis factorial confirmatorio

El análisis fue forzado a los dos componentes principales desvelados tanto en el análisis exploratorio como los propuestos en el instrumento original (Ahmadi, 2012). La extracción con rotación varimax desveló dos componentes con ítems que sólo pesan en uno de los dos (ver tabla 2). A cada uno de los componentes se les vino a denominar Moralidad de la deshonestidad académica (30.32% de la varianza explicada; referente la valoración de hacer trampas), con los ítems 1, 2 y 3, y Pragmatismo de la deshonestidad académica (29.02% de la varianza explicada; referente al hecho de poder hacer trampas y lo *conveniente* de hacerlo), con los ítems 4, 5, 6, 7, 8 y 9 (ver tabla 2 y 3). La distribución de ítems coincide 100% con la versión original (Ahmadi, 2012). De forma descriptiva, la población estudiada está en un 86.32% de acuerdo con que existe honestidad académica en la institución estudiada (Moralidad de la deshonestidad académica). En este sentido, esta misma población está sólo en un 57.85% de acuerdo con que existe factibilidad y pertinencia de la deshonestidad.

Tabla 2. Análisis factorial confirmatorio con extracción de componentes principales con rotación varimax.

Item	Contenido literal	
	Moralidad de la deshonestidad académica	Pragmatismo de la deshonestidad académica
7	-	.802
8	-	.750
9	-	.725
4	..	.599
5	..	.572
6	..	.512
2	.949	..
3	.938	..
1	.878	..

Tabla 3. Ítems del cuestionario.

Item	
1	Los estudiantes son honestos en los trabajos y las pruebas de clases de Inglés.
2	Los estudiantes son honestos en los exámenes de Inglés de interacción.
3	Los estudiantes son honestos en los exámenes finales de Inglés.
4	Hacer trampa en las clases de Inglés es fácil.
5	Cuando alguien hace trampa en un examen, logra lo que merece.
6	Quienes no hacen trampa son perdedores.
7	Hacer trampa en las clases de Inglés es normal.
8	Hacer trampa en los deberes, pruebas y exámenes de Inglés es necesario, ya que en la vida real también hay que hacerlo.
9	A los estudiantes les gusta hacer trampas en las clases de Inglés.

Fiabilidad

El componente de Moralidad de la deshonestidad académica posee un $\alpha = .92$ y el componente de Pragmatismo de la deshonestidad académica posee un $\alpha = .74$.

Correlación

Tanto el componente de Moralidad de la deshonestidad académica y el componente Pragmatismo de la deshonestidad académica poseen una correlación significativa débil, $T_b(731) = -.22, p < .001$.

Comparación entre grupos

Las distribuciones tanto de Moralidad de la deshonestidad académica, $X^2 = 0.91, p > .001$, como de Pragmatismo de la deshonestidad académica, $X^2 = 0.11, p > .001$, no siguen una distribución normal. Las únicas diferencias significativas existen en Pragmatismo de la deshonestidad académica entre hombres ($M = 11.13, DE = 3.88$) y mujeres ($M = 9.98, DE = 3.4$), $U(257, 456) = -3.98, p > .001$, y casados ($M = 11.89, DE = 4.06$) y solteros ($M = 10.36, DE = 3.6$), $U(27, 704) = -1.99, p > .048$ (ver figura 1 y 2).

Figura 1. Diferencias entre hombres y mujeres en Pragmatismo de la deshonestidad académica.

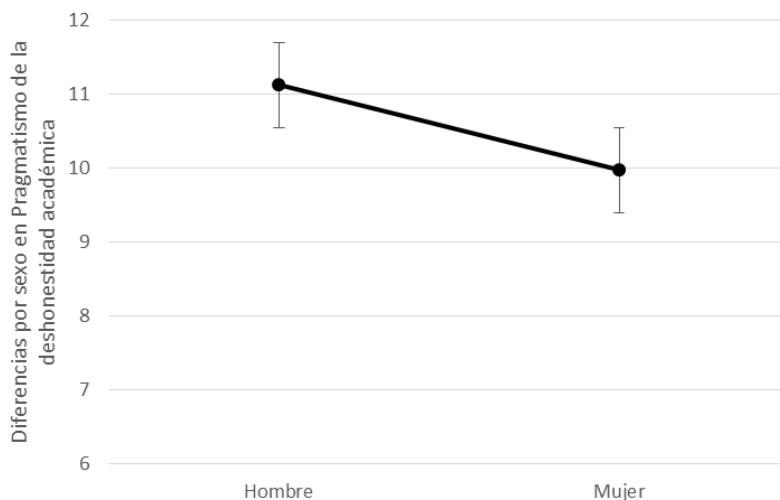
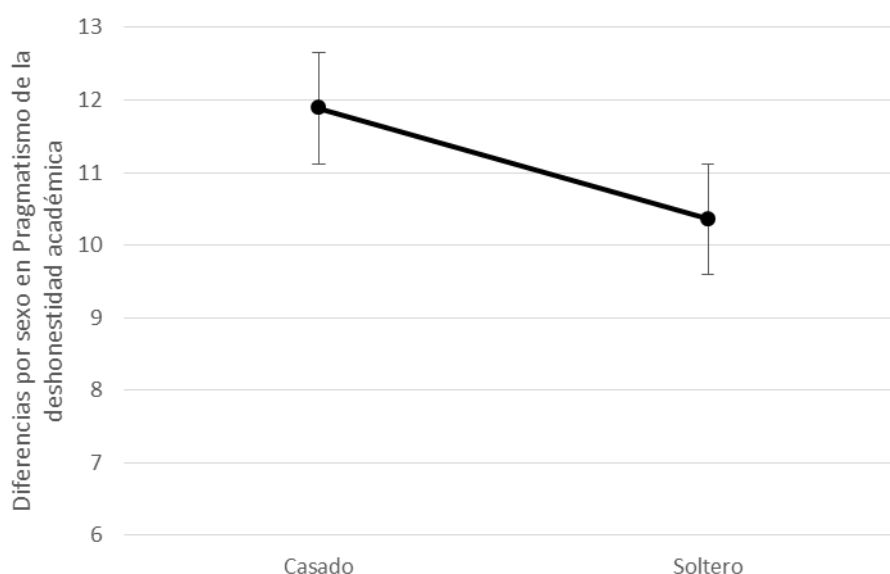


Figura 2. Diferencias entre solteros y casados en Pragmatismo de la deshonestidad académica.



Conclusiones

Lo primero que destaca de los resultados es la coincidencia 100% con la propuesta teórica base del instrumento analizado (Ahmadi, 2012). En este sentido, se desvelan dos dimensiones que, semánticamente, encajan con el contenido manejado inicialmente. Uno es el contenido referente a la moralidad sobre el hecho de la deshonestidad (se está de acuerdo en un 86.32% con que existe honestidad académica) y otro es el componente de uso y pertinencia de la deshonestidad (estando de acuerdo en un 57.85% en su pragmatismo al ser llevada a cabo). Esta disonancia entre ambas se representa en la correlación significativa negativa que existe entre estas dos variables.

En este sentido, se ha desvelado que el componente de Moralidad de la deshonestidad académica posee los ítems 1, 2 y 3 (acerca de la valoración de ser deshonesto) y que el componente de Pragmatismo de la deshonestidad académica posee los ítems 4, 5, 6, 7, 8 y 9 (acerca de su factibilidad). Estos

dos componentes explican un tanto por ciento de variabilidad aceptable y sus dos dimensiones igualmente disponen de una fiabilidad adecuada.

En cuanto al contenido del estudio, los estudios encontrados en la literatura muestran que los hombres y los solteros tienen una mayor tendencia a engañar académicamente (Al-Qaisy 2008; Baird 1980; Nazir y Aslam 2009; Vandehey et al., 2007; Whitley 1998). No obstante, en nuestro estudio, en cuanto a la primera dimensión (valoración de la deshonestidad), no existen diferencias ni entre hombres y mujeres, solteros y casados o personas con o sin trabajo fuera de la Universidad. Por contra, en la dimensión de pertinencia de la deshonestidad, sí se encuentran dichas diferencias en cuanto a mayor actitud positiva hacia la factibilidad y conveniencia de hombres frente a mujeres. No obstante, son los casados los que mayor actitud hacia su pertinencia muestran (frente a los solteros). En este caso, en la cultura ecuatoriana, podría explicarse este dato con la *nota mental* (en términos de Vilchez, 2019, 2018, 2016) de “es que tengo muchas cosas que hacer en casa”.

La deshonestidad académica es un tema extremadamente relevante en la formación actual. El nivel cognitivo, del universitario al menos, es muy preocupante (e.g., Vilchez y Orellana-Palacios, 2021). No existe la posibilidad de desarrollo de dicho nivel si no se presentan retos al sujeto que aprende que rompan con sus *esquemas mentales* y provoque procesos de *acomodación* y *reorganización* de los mismos (cf. Piaget, 1952, 1925). Lo ideal es que dicho proceso sea acompañado por un ente experto que haga las veces de *mediador* (cf. Vygotski, 1978/2009). Es precisamente este mediador el que diseña las pruebas, tareas y exámenes de tal manera que sondea el trabajo cognitivo realizado en clase y que es trascendente para la necesidad y demanda que tiene la sociedad del futuro profesional (Vilchez, 2020). La negligencia de los profesores (como se ha reportado en la literatura [e.g., “profesores descuidados e indulgentes”]; Ahmadi, 2012), unido a la vagancia y pillería de los estudiantes, hace que el verdadero objetivo de la Educación y fin último de la formación (progreso intelectual y competencia profesional) quede trágicamente sesgado con la deshonestidad académica.

Se anima a que este instrumento revalidado en población ecuatoriana sirva para la detección de necesidades sociales relacionadas con la formación (del

tipo de *aceptación de la deshonestidad*). Del mismo modo, se recomienda a la gestión administrativa de las instituciones educativas a tener tolerancia cero ante este tipo de problemática educativa y, sobre todo, cívica; dado el papel de la desaprobación *del otro* en la reducción de dicha deshonestidad (McCabe y Treviño, 1993).

Referencias Bibliográficas

- Anderman, E. M., & Midgley, C. (1997). Changes in achievement goal orientations, perceived academic competence, and grades across the transition to middle-level schools. *Contemporary Educational Psychology*, 22, 269–298.
- Ahmadi, A. (2012). Cheating on Exam in the Iranian EFL Context. *Journal of Academic Ethics*, 10, 151-170. <https://doi.org/10.1007/s10805-012-9156-5>
- Al-Qaisy, L. M. (2008). Students' attitudes toward cheat and relation to demographic factors. *European Journal of Social Sciences*, 7, 140–146.
- Baird, J. S. (1980). Current trends in college cheating. *Psychology in the Schools*, 17, 515–522.
- Buendía Eisman, L. (2001). La Investigación por Encuesta. En L. Buendía Eisman et al. (eds.). *Métodos de Investigación en Psicopedagogía* (pp. 119–155). Madrid, España: McGraw–Hill.
- Cohen, L. y Manion, L. (1990). *Métodos de Investigación Educativa*. Madrid, España: La Muralla.
- Collison, M. N. K. (1990). Survey at Rutgers suggests that cheating may be on the rise at large universities. *The Chronicle of Higher Education*, 37(8), A31–A33.
- Diekhoff, G. M., LaBeff, E. E., Clark, R. E., Williams, L. E., Francis, B., & Haines, V. J. (1996). College cheating: Ten years later. *Research in Higher Education*, 37, 487–502.
- Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41, 1040–1048.
- Fisher, C. T. (1970). Levels of cheating under conditions of informative appeal to honesty, public affirmation of value, and threats of punishment. *The Journal of Educational Research*, 64, 12–16.

- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. (2010). *Censo de Población y Vivienda*. Quito, Ecuador: INEC. Recuperado de <https://goo.gl/DqDjcy>
- Jordan, A. E. (2001). College student cheating: the role of motivation, perceived norms, attitudes and knowledge of institutional policy. *Ethics and Behavior*, 11, 233–247.
- Malone, F. L. (2006). The ethical attitudes of accounting students. *Journal of American Academy of Business*, 8, 142–146.
- McCabe, D. L. (2001). Cheating: Why students do it and how we can help them stop. *American Educator*, 25(4), 38–43.
- McCabe, D. L. (2005). It takes a village: Academic dishonesty and educational opportunity. *Liberal Education*, 91(3/4), 26–32
- McCabe, D. L., & Trevino, L. K. (1993). Academic dishonesty: Honor codes and other contextual influences. *Journal of Higher Education*, 64, 522–538
- Nazir, M. S. and Aslam, M. S. (2009). *On the relationship of demography and academic dishonest behaviors of students*. Paper presented at the 2nd COMSATS International Business Research Conference, Lahore, Pakistan.
- Piaget, J. (1925). *The Language and Thought of the Child*. New York, NY: International Library of Psychology.
- Piaget J. (1952). *The origin of intelligence in children* (M. Cook, Trans.). New York, NY: International Universities Press.
- Skinner, B. F. (1938). *The behavior of organisms*. Nueva York, NY: AppletonCentury-Crofts.
- Stevens, G. E., & Stevens, F. W. (1987). Ethical inclinations of tomorrow's managers revisited: How and why students cheat. *The Journal of Education for Business*, 63, 24–29.
- Trizano-Hermosilla, I. y Alvarado, J. M. (2016). Best Alternatives to Cronbach's Alpha Reliability in Realistic Conditions: Congeneric and Asymmetrical Measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 1-8. doi:10.3389/fpsyg.2016.00769
- Vandehey, M., Diekhoff, G., & LaBeff, E. (2007). College cheating: A twenty-year follow-up and the addition of an honor code. *Journal of College Student Development*, 48(4), 468–480.
- Vilchez, J. L. (2016). Mental footnotes: Knowledge constructivism from logical thinking to personal beliefs and therapy. *Research in Psychotherapy*:

- Psychopathology, Process and Outcome*, 19(234), 158-165.
doi:10.4081/ripppo.2016.234
- Vilchez, J. L. (2018). Mental footnotes. Knowledge constructivism: From logical thinking and personal beliefs to social rationality and spiritual freedom. *Journal of Religion and Health*, 57(6), 2343-2361.
doi:10.1007/s10943-018-0591-5
- Vilchez, J. L. (2019). Mental footnotes: Knowledge constructivism from logical thinking to daily functioning. *Review of Contemporary Philosophy*, 18, 7-22. doi:10.22381/RCP1820191
- Vilchez, J. L. (2020). Repensando la obsesión por el cambio del modelo pedagógico a colación de la introducción de las nuevas tecnologías en época de pandemia. En F. J. Hinojo Lucena, F. J. Sadio Ramos, J. A. López Núñez y J. M. Romero Rodríguez (eds.), *Experiencias e investigaciones en contextos educativos* (pp. 546-559). Madrid, Spain: Dykinson, SL.
- Vilchez, J. L. y Orellana-Palacios, C. E. (2021). Nivel de Razonamiento abstracto en estudiantes universitarios. *Transformación*, 17(2), 280-288. Retrieved from
<https://revistas.reduc.edu.cu/index.php/transformacion/article/view/e3510/3377>
- Vitro, F. T., & Schoer, L. A. (1972). The effects of probability of test success, test importance, and risk of detection on the incidence of cheating. *Journal of School Psychology*, 10, 269-277.
- Vygotski, L. S. (2009). *El desarrollo de los procesos psicológicos superiores* (M. Cole, V. John-Steiner, S. Scribner, & E. Souberman, Eds.). Barcelona, España: Crítica. (Trabajo original publicado en 1978)
- Whitley, B. E. (1998). Factors associated with cheating among college students: A review. *Research in Higher Education*, 39, 235-274.