

Relación entre ansiedad ante exámenes y rendimiento en exámenes en universitarios: análisis preliminar de la diferencia según asignatura

Relation between State-Test Anxiety and Exam Performance in College Students: Preliminary Analysis of the Difference as per Course.

Relação entre ansiedade dos testes e o desempenho nos testes da faculdade: análise preliminar da diferença de acordo com o curso

Sergio Alexis Dominguez-Lara* (<https://orcid.org/0000-0002-2083-4278>)

Gustavo Calderón-De la Cruz** (<http://orcid.org/0000-0001-8780-7517>)

Danitsa Alarcón-Parco*** (<http://orcid.org/0000-0002-4556-0795>)

Jhonatan S. Navarro-Loli**** (<http://orcid.org/0000-0001-6264-3157>)

Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

Recibido: 07-09-16

Revisado: 06-10-16

Aceptado: 17-03-17

Publicado: 05-05-17

RESUMEN. El objetivo del presente estudio fue conocer si la relación entre la Ansiedad ante Exámenes - Estado (AE-E) y el rendimiento en exámenes (RE) difiere entre dos grupos de estudiantes de ciclos distintos. En el estudio participaron 76 estudiantes de psicología (87.1% mujeres) de cuarto ciclo ($n = 44$) y séptimo ciclo ($n = 32$) provenientes de una universidad privada de la ciudad de Lima Metropolitana, con edades entre 18 y 30 años ($M = 22.07$). Se aplicó el Test Anxiety Inventory - Estado (TAI-Estado), y dos medidas breves, de autoeficacia académica y agotamiento emocional académico. La relación hallada entre AE-E y RE fue negativa y significativa, pero de diferente magnitud según el ciclo académico. Se discuten las implicancias del estudio.

Palabras clave:

ansiedad ante exámenes, rendimiento en exámenes, estudiantes universitarios, comparación

Citar como: Dominguez-Lara, S. A., Calderón-De la Cruz, G., Alarcón-Parco, D. & Navarro-Loli, J. S. (2017). Relación entre Ansiedad ante exámenes y rendimiento en exámenes en universitarios: análisis preliminar de la diferencia según asignatura. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(1), 166-176. doi: <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.11.492>

*E-mail: sdominguezl@usmp.pe; sdominguezmpcs@gmail.com; **E-mail: gcalderond@usmp.pe; ***E-mail: dalarconp@usmp.pe, dalarconparco@gmail.com; ****E-mail: jnavarrol1@usmp.pe, jhonatan_navarro1602@yahoo.es

ABSTRACT. The objective of this study was to find out if the relation between State - Test Anxiety (S-TA) and Exam Performance (EP) varies between two groups of students from different terms. The study was conducted on 76 Psychology program students (87.1 % female) in the fourth term (n = 44), and the seventh term (n = 32), from a private university located in Lima Metropolitan Area, between the ages of 18 and 30 (M = 22.07). The State Test - Anxiety Inventory (S-TAI) and two brief measures—academic self-efficacy and academic emotional exhaustion—were applied. The relation found between S-TA and EP was negative and significant, but of different magnitude according to the academic term. The implications of the study are discussed.

Key words:
test anxiety,
exam
performance,
college
students,
comparison

RESUMO. O objetivo deste estudo foi saber se a relação entre a ansiedade dos testes - Estado (AE-E) e o desempenho em testes de (RE) diferem entre dois grupos de alunos de diferentes ciclos. 76 estudantes de psicologia participaram do estudo (87,1% do sexo feminino), do quarto ciclo (n = 44) e sétimo ciclo (n = 32) de uma universidade particular na cidade de Lima, com idades entre 18 e 30 anos (M = 22,07). É aplicado o teste Test Anxiety Inventory - Estado (TAI-estado), e duas medidas curtas, de auto-eficácia acadêmica e exaustão emocional acadêmica. A relação encontrada entre o AE-E e RE foi negativa e significativa, mas de diferentes magnitudes de acordo com o ciclo acadêmico. São discutidas as implicações do estudo.

Palavras-chave:
ansiedade de
testes, testes de
desempenho,
estudantes
universitários,
comparação

La evaluación del rendimiento académico en la vida universitaria es aún uno de los desafíos para los investigadores, requiriendo de más estudios que enfatizen aspectos que predigan y expliquen su logro o impedimento (Fenollar, Román & Cuestas, 2007). En este marco, una de las exploraciones más frecuentes son los estudios sobre la relación entre la ansiedad ante exámenes (AE), como Estado o Rasgo, y el rendimiento académico (RA). Los reportes empíricos apuntan generalmente a una correlación inversa (Chapell et al., 2005; DordiNejad et al., 2011; Khalaila, 2015; Rana, & Mahmood, 2010; Seipp, 1991), aunque también se ha encontrado relaciones inestables según las dimensiones de la AE (Heredia, Piemontesi, Furlán, & Hodapp, 2008), relaciones de baja magnitud (Farooqui, Ghani, & Spielberger, 2012) e inclusive una falta de asociación entre RA y AE (Contreras et al., 2005; Álvarez, Aguilar, & Lorenzo, 2012). Frente a este hallazgo no concluyente, un análisis a las investigaciones anteriormente mencionadas permite indicar que: (a) se consideran como equivalentes el rendimiento general (p.e., promedio ponderado o promedio global) con el rendimiento en el examen (RE), aunque la relación entre estos no es siquiera moderada, por lo que se desaconseja esa práctica (Dominguez-Lara, en prensa). Este proceder se justificaría en el estudio de constructos más generales (p.e., estilos de aprendizaje; Lizano, Arias, Cordero, & Ortiz, 2015), en los que es más razonable usar el promedio global como medida de RA.; y (b) en las investigaciones que toman en cuenta el RE, se asume que todas las asignaturas presentan similar grado de dificultad para los estudiantes, por tanto, la relación entre la AE y el RE es independiente de dicha condición y aunque es un supuesto viable, no se ha encontrado evidencia que lo apoye.

En los planes de estudios de la carrera de psicología de diversas universidades peruanas es común hallar en sus mallas curriculares cursos de formación general (p.e., antropología filosófica, ciencias sociales, psicología general, etc.) y cursos propios de la carrera (p.e., psicología de la personalidad, procesos cognitivos, psicología del desarrollo, etc.).

Aprobar algunos cursos de formación básica como la estadística, asignatura demandante y minuciosa en su quehacer (Zeidner, 1991) donde el alumno requiere del desarrollo de las habilidades de análisis-síntesis, matemáticas y estadísticas (Schutz, Drogosz, White, & DiStefano, 1998), es condición necesaria para matricularse en cursos obligatorios como los de metodología de la investigación, asignatura que además de implementar estadística a nivel descriptivo e inferencial requiere de conocimientos sobre evaluación psicológica y la comprensión teórico-conceptual de las variables asociadas a su investigación. En ese sentido, la presunción sobre las diferencias entre los cursos generales y obligatorios en cuanto a su contenido y dificultad percibida es razonable y sus implicancias determinarían un rol importante en la conducta académica del estudiante (Escalante, Repetto, & Martinello, 2012).

Los estudiantes de psicología presentan actitudes y comportamientos negativos hacia los cursos de estadística y metodología de la investigación participando de estas asignaturas con cierto grado de incertidumbre y temor (Freng, Webber, Blatter, Wing & Scott, 2015) y en otros casos con desinterés, pues piensan que es poco probable que el contenido de estas materias pueda ser aplicable a otras áreas de la vida académica o en la práctica profesional ocasionando que le resten importancia (Auzmendi, 1991; Blanco, 2008). Por ejemplo, pueden faltar a clases, dejar de prestar atención a los contenidos impartidos en el aula, etc. La probabilidad de que estas actitudes y comportamiento negativos se cimenten desde la etapa escolar es alta, pues se reporta que los escolares al cursar asignaturas relacionadas con la matemática y estadística perciben y comprenden que son difíciles de aprender y aprobar, generando conductas de rechazo (Bazán, & Aparicio, 2006) y no hay motivo para pensar que esto cambie tras el ingreso a la universidad ya que la mayoría de los estudiantes se encuentran tanto en la fase de adaptación a la vida adulta como a la propia vida universitaria (Chávez, & Merino, 2015).

Tomando en cuenta esta presunción, las experiencias previas son determinantes perjudiciales para el estudiante en su involucramiento en el curso de metodología de la investigación, contrario a su participación en asignaturas como la evaluación psicológica, que evocaría actitudes más favorables ya que serían percibidos como más cercanos a la carrera, con menor carga a nivel de contenidos y lejano a la aplicación análisis cuantitativos complejos. Para delimitar esta presunción, la evaluación de la AE y el RE, que es la propuesta central del presente estudio, sería una alternativa viable.

En el marco de evaluación de la AE, es habitual que el tipo de AE evaluada en estos casos sea la ansiedad como *rasgo*, no como *estado* (Dominguez-Lara, 2016a). La ansiedad ante exámenes como *Estado* (AE-E) se conceptualiza como el periodo de ansiedad transitorio provocado por una situación de examen específica; en cambio, la AE como *Rasgo* (AE-R) implica la manifestación de conductas ansiedad ante cualquier situación evaluativa (Hong, & Karstersson, 2002).

De este modo, al estudiar la relación entre la AE como Rasgo, y el RA de forma general sin considerar como aspecto importante el tipo de asignatura, puede perderse la posibilidad de una intervención

más focalizada en los estudiantes de cursos que presenten mayores tasas de desaprobación, aun cuando existe evidencia de las potenciales diferencias entre la AE durante la evaluación de asignaturas diferentes (Everson, Tobias, Hartman, & Gourgey, 1993; Sapp, Farrel, & Durand, 1995). De no abordarse, a mediano plazo el fracaso académico se asociaría a una mayor carga emocional para el estudiante, trayendo como consecuencia menor bienestar, y potencialmente el retraso en el egreso, o la deserción. Además, al evaluar solo la medida de rasgo (AE-R), la situación de examen pasa a un segundo plano y las intervenciones no tendrían en cuenta aquellos procesos cognitivos que son afectados ante la presencia de AE-E durante las evaluaciones, como es la atención selectiva y la concentración (Fernández-Castillo, & Caurcel, 2015) o la memoria de trabajo (Ikeda, Iwanaga & Seiwa, 1996).

Por lo tanto, el presente estudio examinará la relación de la AE-Estado y el RE comparando dos cursos con objetivos y percepción de dificultad diferentes (un curso de evaluación psicológica, y otro de metodología de la investigación).

MÉTODO

Participantes

Este estudio comparativo (Ato, López, & Benavente, 2013) contó con la participación de una muestra intencional formada por 76 estudiantes universitarios (87.1% mujeres) de cuarto ciclo ($n = 44$) y séptimo ciclo ($n = 32$) de la carrera profesional de psicología de una universidad privada ubicada en Lima Metropolitana. Las edades estuvieron comprendidas entre los 18 y 30 años ($M = 22.07$, $DE = 3.22$), y sin diferencias significativas entre hombres y mujeres ($t_{(68)} = .039$, $p = .969$, $d = .01$).

En el grupo de cuarto ciclo fue considerado un curso de evaluación psicológica y en el séptimo ciclo, un curso de metodología de la investigación. No fueron observadas diferencias significativas respecto de la distribución de varones y mujeres según el curso ($\chi^2_{(1)} = .638$, $p = .424$, $V = .095$).

Instrumentos

Examen final del curso de evaluación psicológica. El examen final estuvo compuesto por 11 preguntas con diferente formato (verdadero/falso, opción múltiple, relaciones, completar frases, análisis de caso, interpretación, y de comparación). La calificación máxima era de 20 puntos y el tiempo de ejecución promedio fue de 80 minutos.

Examen final del curso de metodología de la investigación. El examen final contó con 10 preguntas (opción múltiple, desarrollo, verdadero/falso, completar frases, y desarrollo). La calificación máxima era 20 puntos y el tiempo delimitado de culminación fue de 1 hora.

Test Anxiety Inventory – Estado (TAI-Estado; Dominguez-Lara, 2016a). El TAI-Estado evalúa la ansiedad ante exámenes como constructo unidimensional y está compuesto por 15 ítems con cuatro alternativas de respuesta (*Nada, Algo, Bastante y Mucho*). A fin de focalizar al respondiente en la situación de examen, todos los enunciados están anteceditos por la frase “Durante el examen...”.

Ítem único de Autoeficacia Académica (IUAA; Dominguez-Lara, & Merino-Soto, en prensa). Se trata de una medida de autoeficacia general cuyo contenido es: ¿Qué tan seguro estás de que serás capaz de realizar eficientemente las tareas (trabajos, exposiciones, exámenes, etc.) que te demande tu vida académica? Está organizada bajo un escalamiento ordinal de cinco puntos (*Nada seguro, Poco seguro, Algo seguro, Bastante seguro, y Muy seguro*). Presenta evidencia de validez convergente ($r = .562$) con medidas extensas de autoeficacia académica ya validadas en muestras peruanas (Dominguez 2014a; Dominguez, Villegas, Yauri, Mattos, & Ramírez, 2012).

Ítem Único de Agotamiento Emocional Académico (IUAEA; Dominguez-Lara, & Merino-Soto, en revisión). Es una medición global del agotamiento emocional académico. El contenido del ítem es *Me siento emocionalmente agotado (tensión, angustia, preocupación) por las tareas (trabajos, exposiciones, exámenes, etc.) que demanda mi vida académica*. Las respuestas son brindadas mediante un escalamiento ordinal de cinco puntos (desde *Muy en desacuerdo* hasta *Muy de acuerdo*). Se relaciona de forma significativa ($r = .496$) con una medida de agotamiento emocional académico validada en universitarios limeños (Dominguez, 2013a, 2014b).

Procedimiento

Los instrumentos TAI-Estado, IUAA y IUAEA fueron aplicados inmediatamente después de rendir el examen final indicándoles que los respondan de acuerdo a cómo se sintieron durante el examen, excepto los ítems de autoeficacia académica y agotamiento emocional académico, que deben responderlos de forma general. Previamente fueron informados con respecto a los objetivos del estudio, indicándoles además que su participación era voluntaria, que no recibirán recompensa académica (p.e., puntos adicionales en el examen) y que las respuestas que brinden serán de carácter confidencial. Solo una estudiante de séptimo ciclo escogió no participar. Al término, se les agradeció por su colaboración.

Análisis previos. De forma preliminar se realizó una serie de análisis a fin de garantizar, en la medida de lo posible, la equivalencia entre ambas muestras, ya que por su tamaño están más expuestas a sesgos de diversa índole. Se implementó el índice estandarizado de asimetría (*SSI*; Malgady, 2007) como aproximación a la normalidad univariada en cada grupo ($SSI < .25$).

Luego, la dimensionalidad fue evaluada por separado con un análisis factorial exploratorio utilizando el método de mínimos cuadrados no ponderados y forzando la extracción a un solo factor. Inicialmente fue calculada la confiabilidad de los puntajes observados mediante el coeficiente α (Cronbach, 1951) con intervalos de confianza (Dominguez, 2016b) con el módulo *ICalfa* (Dominguez, & Merino, 2015), esperando magnitudes elevadas ($> .80$; Merino, Navarro, & García, 2014). Si bien las muestras son pequeñas, con una adecuada dimensionalidad ($\lambda_1 > 6.00$), incluso con 30 personas pueden obtenerse estimadores puntuales insesgados (Yurdugül, 2008). Asimismo, fueron calculados los coeficientes Angoff-Feldt (r_{AF} ; Angoff, 1953; Feldt, 1975) con el módulo *RAF* (Dominguez-Lara, Merino-Soto, & Navarro-Loli, 2016). Los coeficientes α obtenidos en ambos grupos fueron comparados mediante el método de Feldt y Kim (2006), destinado a muestras pequeñas ($n < 100$) o pocos ítems ($1 < k < 4$), usando el programa *LittleAlpha* (Merino-Soto, 2016). Este procedimiento es necesario a fin de corroborar la equivalencia en cuanto a la estimación del error de medición (Merino & Lautenschlager, 2003).

Posteriormente se implementó el análisis de outliers bivariados (potenciales casos influyentes) mediante la inspección del gráfico de dispersión (AE-Estado/ Calificación del examen final) en ambos grupos por separado. La potencial influencia de los casos seleccionados se evaluó mediante un análisis de regresión, considerando el cambio en la varianza explicada por la variable dependiente con y sin dichos casos. Cabe mencionar que fue usada como medida de significancia práctica la magnitud de la correlación (Ferguson, 2009), ya que debido al tamaño muestral es probable que la hipótesis nula de independencia sea aceptada. En este sentido, las magnitudes de .20, .50 y .80 se interpretan como asociación *mínima requerida, moderada y fuerte*.

Luego de ello, se relacionó la edad con la AE-Estado y la Calificación del examen final mediante el coeficiente de correlación de Pearson utilizando los criterios anteriores (Ferguson, 2009). Del mismo modo, varones y mujeres fueron comparados con respecto a ambas variables utilizando la *t* de Student, complementando el cálculo con la *d* de Cohen (Cohen, 1992; Dominguez, 2013b). La valoración de la *d* con base en su magnitud indica diferencia *pequeña* (.20), *mediana* (.50) y *grande* (.80) (Cohen, 1992; Ellis, 2010), o siguiendo un criterio más exigente (Ferguson, 2009) de .41, 1.15, 2.70 como diferencia *mínima requerida, moderada y fuerte*.

Para terminar, se analizó la asociación existente entre el ciclo académico y la autoeficacia académica, agotamiento emocional académico, y cantidad de aprobados/desaprobados. Para ello, fue usada la χ^2 de Pearson complementándolo con *V* de Cramer (o ϕ en tablas 2 x 2) como medida de significancia práctica (Cohen, 1992). La valoración de la *V* depende del tamaño del *gl* menor. En este caso, .10, .30, y .50 se interpretan como asociación *pequeña, mediana y grande* (Cohen, 1992), respectivamente; o .20, .50 y .80 como asociación *mínima requerida, moderada y fuerte* (Ferguson, 2009). Esto con el fin de evaluar si ambos ciclos poseen los dos constructos en la misma magnitud, ya que existe evidencia preliminar de su relación con la AE en universitarios limeños (Dominguez, 2014b; Dominguez, Villegas, Cabezas, Aravena, & De la Cruz, 2013).

Cabe resaltar que todos los análisis fueron realizados tomando de forma conjunta a los varones y mujeres en vista de la evidencia previa de invarianza de medición respecto a la AE (Dominguez-Lara, en revisión).

Análisis principal. Las correlaciones entre AE-Estado y Calificación del examen final observadas en cada grupo fueron comparadas a través de un método para correlaciones independientes basadas en intervalos de confianza (Zou, 2007) y complementada por un método de significancia práctica como la *q* de Cohen (Cohen, 1992). Los valores de .10, .30 y .50 son indicadores de una diferencia *pequeña, mediana y grande* (Cohen, 1992).

RESULTADOS

Análisis preliminares. Los análisis descriptivos llevados a cabo en el grupo de séptimo ciclo indican magnitudes de asimetría bajas para AE-E ($SSI = .010$) y para las Calificaciones ($SSI = .021$). Un panorama similar se aprecia en los de cuarto ciclo tanto en AE-E ($SSI = .002$) como en las calificaciones ($SSI = .087$).

En ambos grupos se dieron las condiciones apropiadas para conducir un análisis factorial ($KMO > .800$; Prueba de Bartlett significativa). El grupo de cuarto ciclo, el factor extraído ($\lambda_1 = 7.886$) explica el 52.570% de la variabilidad, con cargas factoriales que van desde .463 hasta .886; y en el grupo de séptimo, el factor ($\lambda_1 = 9.366$) explica una cantidad mayor de variabilidad (62.438%), con cargas que van de .628 a .922.

Fueron obtenidos coeficientes de confiabilidad elevados para el grupo de séptimo ($\alpha_{7mo} = .955$, IC95% .909 - .978; $r_{AF} = .931$) como de cuarto ciclo ($\alpha_{4to} = .931$, IC95% .870 - .964; $r_{AF} = .926$), sin evidenciar diferencias estadísticamente significativas entre los coeficientes α ($W_{(34,29)} = 1.533$, $p = .122$).

Respecto de los outliers bivariados, en el grupo de cuarto ciclo, la correlación observada inicial entre AE-Estado y Calificación del examen final fue cercana a cero ($r = -.089$; $p = .566$), pero en el gráfico de dispersión fueron hallados seis casos fuera del patrón (ver Figura 1). El análisis de regresión implementado indica que la AE-E explica menos del 1% de la variabilidad de la ansiedad ante exámenes y posee un coeficiente no estandarizado estadísticamente no significativo ($R^2 = .008$; $B = -.021$, IC95% $-.095$, $.053$). Sin embargo, una vez removidos los seis casos, el modelo mejora de forma significativa

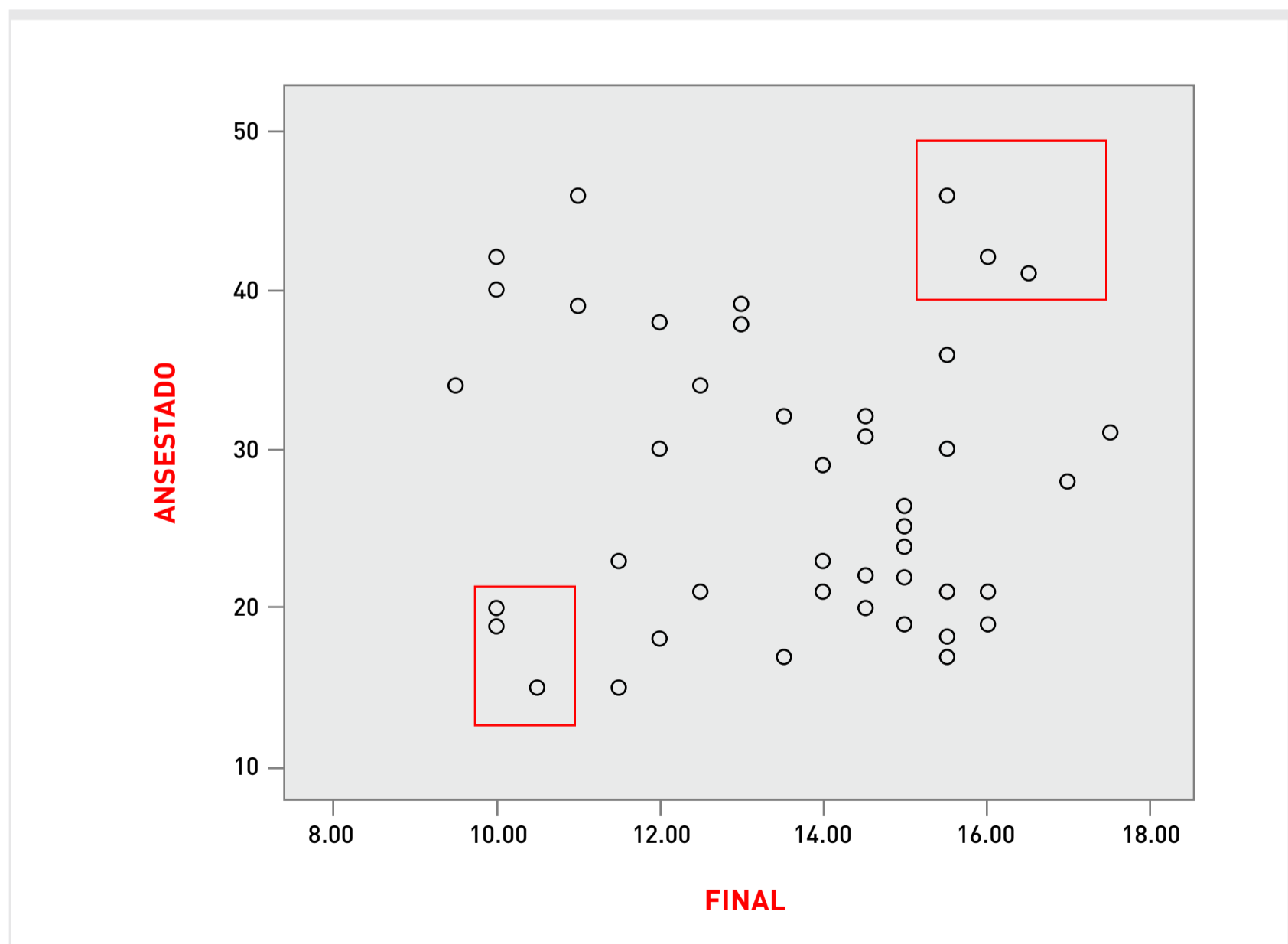


Figura 1. Relación entre AE-Estado y Calificación del examen final en estudiantes de cuarto ciclo

($R^2 = .213$; $B = -.111$, IC95% $-.184, -.039$), y la correlación entre AE-Estado y Calificación del examen final aumentó ($r = -.358$; $p = .027$) resultando de magnitud moderada (Ferguson, 2009). Para complementar, se apreció una diferencia moderada entre ambas correlaciones ($q = .255$), lo que indica que es necesario remover esos casos.

En el grupo de sétimo ciclo, la correlación inicial tuvo una magnitud superior a la del grupo previo ($r = -.200$; $p = .273$), aunque en el límite de la significancia práctica (Ferguson, 2009). Solo fue hallado un potencial caso influyente, pero su remoción no significó mejora significativa en la correlación ($r = -.243$; $p = .187$; $q = .041$), por lo que se decidió mantener la muestra con la cantidad original.

Fueron halladas correlaciones insignificantes entre la edad y la AE-Estado ($r = -.026$, $p = .834$) así como entre edad y la Calificación del examen final ($r = -.083$, $p = .495$). Asimismo, varones y mujeres presentaron magnitudes similares tanto de AE-Estado ($t_{[68]} = -.314$, $p = .754$, $d = .11$) como de calificación en el examen final ($t_{[68]} = .488$, $p = .627$, $d = .17$). Además, los estudiantes de cuarto y sétimo ciclo no difieren en cuanto a su autoeficacia académica ($\chi^2_{[2]} = 1.622$, $p = .444$, $V = .152$) ni en agotamiento emocional académico ($\chi^2_{[4]} = 5.965$, $p = .202$, $V = .292$). Sin embargo, fueron halladas diferencias moderadas en cuanto a la distribución de aprobados (calificación ≥ 10.5) y desaprobados en ambos ciclos ($\chi^2_{[1]} = 13.818$, $p < .001$, $V = .444$). Solo el 53.125% de estudiantes de sétimo ciclo fueron aprobados, mientras que el 92% de los estudiantes de cuarto ciclo obtuvieron nota aprobatoria.

Estos resultados generales indican que ambos grupos son equivalentes, excepto en lo que concierne a la cantidad de aprobados por asignatura.

Análisis principal. La diferencia entre las correlaciones observadas de AE-Estado y Calificación del examen final no fue estadísticamente significativa ($r_{4to} = -.358$, $r_{7mo} = -.200$; IC_{dif} $-.596, .286$). Sin embargo, en vista que el cálculo está influido por el tamaño muestral, un análisis complementario de la significancia práctica de la diferencia entre ambas correlaciones indica una magnitud cercana a la categoría moderada ($q = .158$).

Por otro lado, tomando como referencia la muestra total, la correlación observada es $-.212$ ($p = .078$), que es estadísticamente distinta de la que se halla en cuarto ciclo ($q = .146$), pero similar a la de sétimo ($q = .012$).

DISCUSIÓN

El estudio sobre el rendimiento en los exámenes y la evaluación de la AE requiere todavía de mayores evidencias para comprender la naturaleza de su compleja relación. Sin embargo, los hallazgos presentados suponen un avance en cuanto a la consideración del tipo de asignatura.

La asociación hallada entre la AE-Ey el rendimiento en exámenes sigue la línea de las investigaciones antecedentes que relacionan inversamente la AE y el RA (Chapell et al., 2005; DordiNejad et al., 2011; Khalaila, 2015; Rana, & Mahmood, 2010; Seipp, 1991), aunque en la presente investigación esta asociación varía según el tipo de asignatura. Este hallazgo cobra fortaleza cuando ambos ciclos están

igualados estadísticamente en cuanto a la autoeficacia académica y agotamiento emocional académico. Asimismo, los varones y mujeres equiparados en cuanto a AE-E y su rendimiento en el examen, y no existen correlaciones significativas entre el rendimiento y la AE-E con la edad. Entonces, un aspecto por resaltar es que la correlación entre AE-E y el desempeño en el examen tiende a subestimarse cuando se calcula con la muestra total, es decir, los dos grupos en conjunto.

Dado el carácter preliminar del presente reporte, el tamaño muestral y el uso de estudiantes de una sola carrera parecen ser las principales limitaciones. A pesar de ello, los resultados hallados abren las puertas para una mayor profundización en los potenciales factores mediadores, es decir, el análisis de las posibles causas de las diferencias halladas en la relación.

En cuanto a las líneas futuras de investigación, podría considerarse la elaboración de modelos explicativos que permitan predecir el rendimiento del estudiante considerando las variables académicas más relevantes en el desarrollo de determinado grupo de cursos, ya que las reacciones tienden a ser diferentes según el tipo de asignatura (Freng et al., 2015). Por ejemplo, quizá las estrategias de aprendizaje empleadas por el educando puedan ser diferentes entre una materia vinculada a la estadística y otra ligada al estudio teórico de la motivación y emoción. Por esa razón, para una adecuada valoración, parece necesario analizar las asignaturas por separado, así como aquellas emociones (p.e., ansiedad) o creencias (p.e., autoeficacia) que puedan suscitar en los estudiantes, y que podrían influir en los resultados de su evaluación.

REFERENCIAS

- Álvarez, J., Aguilar, J., & Lorenzo, J. J. (2012). La ansiedad ante exámenes en estudiantes universitarios; relaciones con variables personales y académicas. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10(26), 333 – 354.
- Angoff, W. H. (1953). Test reliability and effective test length. *Psychometrika*, 18(1), 1-14. doi: <http://dx.doi.org/10.1007/BF02289023>
- 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.
- Auzmendi, E. (1991). *Evaluación de las actitudes hacia la estadística en alumnos universitarios y factores que las determinan* (Tesis doctoral). Universidad de Deusto, Bilbao.
- Bazán, J., & Aparicio, A. (2006). Las actitudes hacia la Matemática-Estadística dentro de un modelo de aprendizaje. *Educación*, 15(28), 7-20.
- Blanco, Á. (2008). Una revisión crítica de la investigación sobre las actitudes de los estudiantes universitarios hacia la estadística. *Revista Complutense de Educación*, 19(2), 311 – 330.
- Chapell, M. S., Blanding, Z. B., Silverstein, M. E., Takahashi, M., Newman, B., Gubi, A., & McCann, N. (2005). Test anxiety and academic performance in undergraduate and graduate students. *Journal of Educational Psychology*, 97(2), 268 – 274.
- Chávez, G., & Merino, C. (2015). Validez estructural de la escala de autorregulación del aprendizaje para estudiantes universitarios. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 9(2), 65 – 76. <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.9.453>
- Contreras, F., Espinosa, J.C., Esguerra, G., Haikal, A., Polania, A., & Rodríguez, A. (2005). Autoeficacia, ansiedad y rendimiento académico en adolescentes. *Diversitas*, 1(2), 183 – 194.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological bulletin*, 112(1), 155 – 159.
- Cronbach L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02310555>
- Dominguez, S. (2013a). Análisis psicométrico de la Escala de Cansancio Emocional en estudiantes de una universidad privada. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 7(1), 45-55. doi: <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.7.186>
- Dominguez, S. (2013b) Tamaño del efecto: Cálculo mediante un módulo en Visual Basic. *Revista de Investigación en Psicología*. 16(2), 235-240.

- Dominguez, S. (2014a). Autoeficacia para situaciones académicas en estudiantes universitarios peruanos: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Revista de Psicología-UCSP*, 4(4), 45-53.
- Dominguez, S. (2014b). Escala de Cansancio Emocional: estructura factorial y validez de los ítems en estudiantes de una universidad privada. *Avances en Psicología*, 21(1), 89-97.
- Dominguez, S., & Merino C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- Dominguez, S., Villegas, G., Cabezas, M., Aravena, S., & De la Cruz, M. (2013). Autoeficacia académica y ansiedad ante los exámenes en estudiantes de psicología de una universidad privada. *Revista de Psicología-Universidad Católica San Pablo*, 3(3), 13-23.
- Dominguez, S., Villegas, G., Yauri, C., Mattos, E., & Ramírez, F. (2012). Propiedades psicométricas de una escala de autoeficacia para situaciones académicas en estudiantes universitarios peruanos. *Revista de Psicología-Universidad Católica San Pablo*, 2(1), 27-39.
- Dominguez-Lara, S. (2016a). Inventario de la Ansiedad ante Exámenes-Estado: análisis preliminar de validez y confiabilidad en universitarios de Lima. *Liberabit*, 22(2), 219-228.
- Dominguez-Lara, S. (2016b). Intervalos de confianza en el reporte de la fiabilidad: un análisis necesario. *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 39(1), 169 – 170.
- Dominguez-Lara, S. (en prensa). ¿Rendimiento en exámenes o promedio general? Algunas cuestiones sobre la medición del rendimiento académico en investigación. *Pensando en Psicología*.
- Dominguez-Lara, S. (en revisión). Inventario de Ansiedad ante Exámenes-Versión en español: diferencias según sexo y valores normativos en universitarios de Lima.
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (en revisión). Medición con ítem único del agotamiento emocional en estudiantes universitarios peruanos: evidencias de validez y confiabilidad.
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (en prensa). Fiabilidad por consistencia interna de medidas de un solo ítem. *Actas Urológicas Españolas*. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.acuro.2016.04.003>
- Dominguez-Lara, S., Merino-Soto, C., & Navarro-Loli, J. (2016). Estimación de la Confiabilidad en Mediciones de dos ítems: el Coeficiente Angoff-Feldt. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 10(1), 34 – 40. <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.10.463>
- DordiNejad, F., Hakimi, H., Ashouri, M., Dehghani, M., Zeinali, Z., Daghighi, M., & Bahrami, N. (2011). On the relationship between test anxiety and academic performance. *Procedia, Social and Behavioral Sciences*, 15, 3774 – 3778. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.04.372>
- Ellis, P. (2010). *The essential guide to effect sizes: Statistical power, meta-analysis, and the interpretation of research results*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Escalante, E., Repetto, A. M., & Martinello, G. (2012). Exploración y análisis de la actitud hacia la estadística en alumnos de psicología. *Liberabit*, 18(1), 15 – 26.
- Everson, H. T., Tobias, S., Hartman, H., & Gourgey, A. (1993). Test anxiety and the curriculum: the subject matters. *Anxiety, Stress and Coping: An International Journal*, 6(1), 1-8. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/10615809308249528>
- Farooqui, Y.N., Ghani, R., & Spielberger, C.D. (2012). Gender differences in test anxiety and academic performance of medical students. *International Journal of Psychology and Behavioral Sciences*, 2(2), 38 – 43. doi: <http://dx.doi.org/10.5923/j.ijpbs.20120202.06>
- Feldt, L.S. (1975). Estimation of reliability of a test divided into two parts of unequal length. *Psychometrika*, 40(4), 557-561. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02291556>
- Feldt, L. S. & Kim, S. (2006). Testing the difference between two alpha coefficients with small samples of subjects and raters. *Educational and Psychological Measurement*, 66(4), 589-600. <https://doi.org/10.1177/0013164405282488>
- Ferguson, C. J. (2009). An effect size primer: a guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40(5), 532-538. <http://dx.doi.org/10.1037/a0015808>
- Fernández-Castillo, A., & Caurcel, M. J. (2015). State test-anxiety, selective attention and concentration in university students. *International Journal of Psychology*, 50(4), 265 – 271. <http://dx.doi.org/10.1002/ijop.12092>
- Fenollar, P., Román, S., & Cuestas, P. (2007). University students' academic performance: An integrative conceptual framework and empirical analysis. *British Journal of Educational Psychology*, 77(4), 873-891. doi: <http://dx.doi.org/10.1348/000709907X189118>
- Freng, S., Webber, D., Blatter, J., Wing, A., & Scott, W. D. (2015). The role of statistics and research methods in the academic success of psychology majors: do performance and enrollment timing matter? *Teaching of Psychology*, 32(2), 83-88. doi: <https://doi.org/10.1177/0098628311401591>
- Heredia, D., Piemontesi, S., Furlán, L., & Hodapp, V. (2008). Adaptación del Inventario Alemán de Ansiedad frente a los Exámenes: GTAI-A. *Evaluar*, 8, 46 – 60.
- Hong, E., & Karstersson, L. (2002). Antecedents of state test anxiety. *Contemporary Educational Psychology*, 27(2), 348 – 367. <http://dx.doi.org/10.1006/ceps.2001.1095>

- Ikeda, M., Iwanaga, M., & Seiwa, H. (1996). Test anxiety and working memory system. *Perceptual and Motor Skills*, 82, 1223-1231. doi: <http://dx.doi.org/10.2466/pms.1996.82.3c.1223>
- Lizano, C., Arias, F., Cordero, E., & Ortiz, A. (2015). Relación entre estilo de aprendizaje y rendimiento académico en estudiantes de farmacia de la Universidad de Costa Rica. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 9(2), 49 – 63. doi: <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.9.434>
- Khalaila, R. (2015). Relationship between academic self-concept, intrinsic motivation, test anxiety, and academic achievement among nursing students: Mediating and moderating effects. *Nurse Education Today*, 35(3), 432 – 438. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.nedt.2014.11.001>
- Malgady, R. (2007). How skew are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology*, 134(3), 355-359. doi: <http://dx.doi.org/10.3200/GENP.134.3.355-360>
- Merino, C., & Lautenschlager, G. (2003). Comparación estadística de la confiabilidad alfa de Cronbach: Aplicaciones en la medición educacional. *Revista de Psicología – Universidad de Chile*, 12, 129–139
- Merino, C., Navarro, J., & García, W. (2014). Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional de Bar-On, EQ-I: YV. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 3(1), 141-154.
- Merino-Soto, C. (2016). Diferencias entre coeficientes alfa de Cronbach, con muestras y partes pequeñas: Un programa VB. *Anales de Psicología*, 32(2), 587 – 588.
- Rana, R. A., & Mahmood, N. (2010). The relationship between test anxiety and academic achievement. *Bulletin of Education and Research*, 32(2), 63 – 74.
- Sapp, M., Farrel, W., & Durand, H. (1995). The effects of mathematics, Reading, and writing tests in producing worry and emotionality test anxiety with economically and educational disadvantages college students. *College Student Journal*, 29, 122 – 125.
- Schutz, P. A., Drogosz, L. M., White, V. E., & Distefano, C. (1998). Prior knowledge, attitude, and strategy use in an introduction to statistics course. *Learning and Individual Differences*, 10(4), 291-308. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S1041-6080\(99\)80124-1](http://dx.doi.org/10.1016/S1041-6080(99)80124-1)
- Seipp, B. (1991). Anxiety and academic performance: a meta-analysis of finding. *Anxiety Research*, 4(1), 27 – 41. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/08917779108248762>
- Yurdugül, H. (2008). Minimum sample size for Cronbach's coefficient alpha: a Monte-Carlo study. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 35, 397 – 405.
- Zeidner, M. (1991). Statistics and mathematics anxiety in social science students: some interesting parallels. *British Journal of Educational Psychology*, 61(3), 319-328. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8279.1991.tb00989.x>
- Zou, G. (2007). Toward using confidence intervals to compare correlations. *Psychological Methods*, 12(4), 39-413. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.12.4.399>