



Liberabit. Revista de Psicología

ISSN: 1729-4827

liberabit@psicologia.usmp.edu.pe

Universidad de San Martín de Porres
Perú

Dominguez-Lara, Sergio Alexis; Campos-Uscanga, Yolanda
Influencia de la satisfacción con los estudios sobre la procrastinación académica en
estudiantes de psicología: un estudio preliminar
Liberabit. Revista de Psicología, vol. 23, núm. 1, enero-junio, 2017, pp. 123-135
Universidad de San Martín de Porres
Lima, Perú

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=68651823010>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Influencia de la satisfacción con los estudios sobre la procrastinación académica en estudiantes de psicología: un estudio preliminar

Influence of study satisfaction on academic procrastination in psychology students: a preliminary study

Sergio Alexis Dominguez-Lara^{a,*}, Yolanda Campos-Uscanga^b

^aUniversidad de San Martín de Porres, Perú

^bUniversidad Veracruzana, México

Recibido: 23 de febrero de 2017

Aceptado: 12 de mayo de 2017

Resumen

El objetivo del presente estudio predictivo fue analizar el grado de influencia de la satisfacción con los estudios (SE) sobre la procrastinación académica (PA). Fueron evaluados 148 estudiantes de Psicología (111 mujeres) entre 18 y 32 años ($M = 22.41$) con la Escala Breve de Satisfacción con los Estudios y la Escala de Procrastinación Académica. Luego de análisis preliminares enfocados en la confiabilidad de las puntuaciones ($\alpha > .70$) y las correlaciones entre dimensiones, fue realizado un análisis de regresión para determinar cuánta variabilidad en los puntajes de las dimensiones de la PA es explicada a partir de las variaciones en la SE. Para ello, fue empleado un método que utiliza las correlaciones bivariadas corregidas por atenuación y brinda intervalos de confianza bajo un enfoque *bootstrap* de los estadísticos asociados. Todos los análisis fueron valorados desde un enfoque de magnitud del efecto. Los resultados indican que la influencia de la SE sobre la PA no fue significativa. Estos hallazgos brindan nuevas rutas para implementar estudios a fin de comprender la conducta procrastinadora en el ámbito universitario.

Palabras clave: satisfacción con los estudios, procrastinación académica, análisis de regresión, estudiantes universitarios.

Abstract

The aim of this predictive study was to analyze the degree of influence of study satisfaction (SS) on academic procrastination (AP). One hundred forty-eight (148) psychology students (111 women) between 18 and 32 years old ($M = 22.41$) were evaluated using the Brief Scale of Study Satisfaction and the Academic Procrastination Scale. After preliminary analyses focused on the scores reliability ($\alpha > .70$) and correlations between dimensions, a regression analysis was performed to determine how much of the variability in the AP dimensions' scores is explained by the variations in the SS. For that purpose, a method that uses bivariate correlations corrected for attenuation and provides confidence intervals under a bootstrap approach of the associated statistics was applied. All analyses were assessed from an effect size approach. The results indicate that the influence of SS on AP was not significant. These findings provide new ways to implement studies in order to understand the procrastinating behavior in the university setting.

Keywords: study satisfaction, academic procrastination, regression analysis, college students.

Para citar este artículo:

Dominguez-Lara, S., & Campos-Uscanga, Y. (2017). Influencia de la satisfacción con los estudios sobre la procrastinación académica en estudiantes de psicología: un estudio preliminar. *Liberabit*, 23(1), 123-135. doi: 10.24265/liberabit.2017.v23n1.09

Este es un artículo Open Access bajo la licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0



Desde un enfoque hedónico, la satisfacción es el componente cognitivo del bienestar psicológico y está referido a la valoración que hace la persona al comparar sus pretensiones con aquello que realmente ha alcanzado (Diener, 1994). Esta definición general tendría aplicaciones más específicas, como la satisfacción con el trabajo, la familia e, inclusive, con el entorno académico bajo el rótulo de *satisfacción académica* (SA; Lounsbury, Park, Sundstrom, Williamson, & Pemberton, 2004). La SA comprende el bienestar y disfrute de las experiencias vividas como estudiante (Lent & Brown, 2008) y se halla estrechamente relacionada con la permanencia y culminación de los estudios universitarios (Lent et al., 2007). Como un componente de la SA, la satisfacción con los estudios (SE) parece ser relevante para explicar algunas conductas del estudiante universitario, dado que la SA, debido a su carácter más amplio, no captura algunas cuestiones específicas de su desempeño.

La SE se refiere a la valoración que realiza el estudiante de las conductas que le permiten adquirir nuevos aprendizajes, así como su rendimiento actual (Merino-Soto, Dominguez-Lara, & Fernández-Arata, 2017). De este modo, es más probable que una persona satisfecha con su manera de estudiar mantenga esa línea de actuación porque le posibilita el cumplimiento de sus objetivos a corto y mediano plazo, con lo que disminuye la presencia de ansiedad y depresión (Merino-Soto et al., 2017) y, probablemente, la frecuencia de conductas académicas contraproducentes como la procrastinación académica (PA).

La PA puede definirse como la acción de retrasar voluntaria e innecesariamente la realización de tareas, por diferentes causas (dificultad percibida, falta de agrado, etc.), que trae como consecuencia malestar subjetivo (Dominguez-Lara, 2016a). La PA posee dos componentes diferenciados (Dominguez-Lara, Villegas, & Centeno, 2014). El primero de ellos hace referencia a la *postergación de actividades*, núcleo de la conducta procrastinadora, y el segundo,

a la *autorregulación académica*, que refleja conductas orientadas a metas y planificación de las acciones (Steel, 2007).

Diversos estudios han abordado la relación entre la PA y constructos relacionados al ámbito académico (Steel & Klingsieck, 2016), entre los que destaca una relación inversa con la autoeficacia académica (Dominguez-Lara, en prensa; Wäschle, Allgaier, Lachner, Fink, & Nückles, 2014) y directa con la ansiedad ante exámenes (Quant & Sánchez, 2012) y estrategias de aprendizaje ineficientes (Howell & Watson, 2007). Con todo, pese a la existencia de estudios que la relacionan con el bienestar (Clariana, Cladellas, Badia, & Gotzens, 2011; Steel, 2007; Steel & Klingsieck, 2016) y satisfacción con la vida (Deniz, 2006) y con el contexto académico (Balkis, 2013), a la fecha no existen reportes sobre su relación con la SE en estudiantes universitarios.

Respecto a la relación entre PA y SE, algunos estudiantes procrastinadores tienden a iniciar sus actividades académicas más tarde que lo habitual debido a su insatisfacción con sus hábitos de estudio (Blunt, 1998), lo que tendría como consecuencia el incumplimiento con la tarea y, probablemente, un bajo rendimiento académico. Además, es más probable que una persona satisfecha con su forma de estudiar y el rendimiento que obtiene, pueda organizar sus labores de tal forma que le permitan lograr los resultados esperados.

Con relación a las diferencias según sexo, se ha observado que, en la generalidad de los países, el bienestar es mayor en las mujeres en comparación con los hombres (Arrosa & Gandelman, 2016; Meisenberg & Woodley, 2015). Sin embargo, en algunas regiones del mundo, esto es diferente, especialmente en aquellas que se encuentran en vías de desarrollo. Tal es el caso de América Latina donde se ha encontrado que la felicidad y satisfacción con la vida es mayor en los hombres (Meisenberg & Woodley, 2015). Otros indicadores del bienestar, como

la actualización social, también han mostrado ser mayor en los varones mientras que la contribución social lo es en el grupo de mujeres (Salehi et al., 2017). De similar manera, en lo que respecta a bienestar ocupacional, se ha identificado mayor somatización en mujeres que en hombres (San-Martin, Delgado-Bolton, & Vivanco, 2017).

Por otra parte, aunque algunos estudios no han identificado diferencias entre hombres y mujeres respecto de la tendencia a la procrastinación (Dominguez-Lara, en prensa; Lai, Badayai, Chandrasekaran, Lee, & Kulasingam, 2015; Mahasneh, Bataineh, & Al-Zoubi, 2016), otros tantos han puesto en evidencia que los hombres tienden a procrastinar más que las mujeres (Khan, Arif, Noor, & Muneer, 2014; Olea & Olea, 2015; Ozer, Demir, & Ferrari, 2009); incluso, han identificado las razones por las que difieren según el sexo. Las mujeres procrastinan en mayor medida por el temor a fallar y por pereza, mientras que los hombres lo hacen por tomar riesgos y rebelarse del control (Ozer et al., 2009).

Entonces, con base en lo revisado y la importancia de la relación entre constructos asociados al bienestar y la satisfacción sobre la conducta académica (Clariana et al., 2011; Deniz, 2006; Steel, 2007; Steel & Klingsieck, 2016), el objetivo del presente estudio predictivo (Ato, López, & Benavente, 2013) fue analizar el grado de influencia de la SE sobre las dimensiones de la PA.

La hipótesis de investigación indica que la SE influye de forma significativa y negativa sobre la conducta dilatoria (componente *postergación de actividades*), y positivamente sobre la *autorregulación académica*, tanto en varones como en mujeres por igual. Es decir, una mayor SE predice significativamente una menor postergación de actividades y una conducta académica más regulada.

Método

Participantes

El muestreo utilizado fue intencional. Participaron 148 estudiantes universitarios (111 mujeres) de quinto ($n = 55$), séptimo ($n = 35$) y octavo ciclo ($n = 58$) de la carrera de Psicología de una universidad privada ubicada en Lima Metropolitana, Perú. La edad estuvo comprendida entre 18 y 32 años (datos perdidos = 3; $M = 22.410$; $DE = 3.054$), y el grupo de varones presentó, en promedio, mayor edad ($t_{(143)} = 2.192$; $p = .030$).

Instrumentos

Escala breve de satisfacción con los estudios (EBSE; Merino et al., 2017). Se trata de una medida unidimensional compuesta por tres ítems que evalúan la satisfacción del estudiante con su manera de estudiar, su rendimiento y su experiencia global con los estudios. Los ítems poseen cinco opciones de respuesta (desde "muy en desacuerdo" hasta "muy de acuerdo"). A mayor puntuación en el instrumento, mayor satisfacción.

Escala de Procrastinación Académica (EPA; Busko, 1998). Fue empleada la versión adaptada a universitarios limeños que evalúa dos dimensiones de la PA: *postergación de actividades* (tres ítems) y *autorregulación académica* (nueve ítems; Dominguez-Lara, 2016a; Dominguez-Lara et al., 2014). Los ítems presentan cinco opciones de respuesta (desde "Nunca" hasta "Siempre"). Mientras más elevada es la puntuación, mayor es la presencia del constructo evaluado.

Procedimiento

El proyecto general del cual forma parte el presente estudio fue aprobado por el Instituto de Investigación de Psicología de la universidad en la cual se llevó a cabo. Se tuvo en consideración los aspectos éticos y procedimentales de la investigación. Los estudiantes fueron evaluados en el horario habitual de clases, previa solicitud verbal de su

colaboración, así como a través de un consentimiento informado por medio del cual se especificaba que la participación era voluntaria y que podían elegir no ser evaluados.

De forma preliminar al análisis principal fue estimada la confiabilidad de las puntuaciones a través del coeficiente α con intervalos de confianza (IC; Dominguez-Lara, 2016b) con el módulo *ICalfa* (Dominguez-Lara, & Merino-Soto, 2015). Los coeficientes α obtenidos por varones y mujeres fueron comparados mediante un método destinado a muestras pequeñas ($n < 100$) o pocos ítems ($1 < k < 4$; Feldt & Kim, 2006) utilizando para ello el programa *LittleAlpha* (Merino-Soto, 2016). Fue implementado este procedimiento con el objetivo de evaluar la equivalencia en cuanto a la estimación del error de medición (Merino & Lautenschlager, 2003), dado que no es recomendable analizar la invarianza de medición debido al tamaño muestral de cada grupo (Dimitrov, 2010). Por este motivo, los análisis bivariados y multivariados fueron enfocados desde la significancia práctica o magnitud del efecto (ME; Ferguson, 2009).

Se optó por un reporte basado en la ME debido a que el enfoque clásico de prueba de hipótesis ($p\text{-valor} < \alpha$) se está dejando de lado paulatinamente (Trafimow & Marks, 2015) porque es más probable aceptar la hipótesis nula (e.g., *ausencia de relación estadísticamente significativa*) en cada análisis realizado sin considerar las diferencias o relaciones reales que podrían existir entre las variables (Dominguez-Lara, 2016d) debido, entre otras cosas, al tamaño muestral de los grupos (e.g., muestra pequeña).

Luego de ello, la normalidad de cada variable fue analizada en varones y mujeres por separado mediante la prueba de Shapiro y Wilk ([SW], 1965; Ghasemi & Zahediasl, 2012). Ambos grupos fueron comparados tanto en SE como en PA y, posteriormente, fueron calculadas las correlaciones bivariadas entre la SE y las dimensiones de PA.

Por otro lado, si bien por el tamaño muestral podría usarse el coeficiente de correlación por rangos de Spearman, cuando las variables son mesocúrticas o platicúrticas ($g_2 \leq 3$), es más recomendable el coeficiente de correlación de Pearson (r ; de Winter, Gosling, & Potter, 2016). En este sentido, $r \geq .20$ fueron considerados como significativas (Ferguson, 2009). Para comparar los grupos fue utilizada la d de Cohen (1992) considerando: $\leq .20$, diferencia insignificante; entre .20 y .50, diferencia pequeña; entre .50 y .80, diferencia moderada; y $> .80$, diferencia grande.

Luego, las correlaciones encontradas en varones y mujeres fueron comparadas con el estadístico q (Cohen, 1992), el cual es valorado según los siguientes criterios: $< .10$, diferencia insignificante; entre .10 y .30, diferencia pequeña; entre .30 y .50, diferencia moderada; y $> .50$, diferencia grande. Entonces, si $q \geq .10$, sería evidencia suficiente para considerar como significativa la diferencia de las correlaciones según el sexo.

Finalmente, fue realizado un análisis de regresión para determinar cuánta variabilidad de los puntajes de las dimensiones de la PA (*criterio*) es explicada a partir de las variaciones en la SE (*predictor*). En ciencias sociales, las medidas no están libres de error, por lo que es necesario implementar procedimientos que puedan brindar la verdadera correlación entre dos variables. Además, el tamaño muestral por sexo no es elevado en ninguno de los grupos, por lo que el uso de estrategias de inferencia estadística tradicionales podría brindar indicadores más inestables.

Ante esta situación, para el análisis de regresión, fue utilizada una sintaxis en SPSS (Lorenzo-Seva, Ferrando, & Chico, 2010) que (a) utiliza las correlaciones bivariadas originales y aplica la corrección por atenuación (Spearman, 1910), es decir, obtiene una nueva correlación corregida por baja confiabilidad y (b) brinda una variedad de estadísticos que aportan información sobre la influencia de la SE

sobre la PA, calculando bajo un enfoque *bootstrap* (Efron & Tsibirani, 1993) los IC al 95% de confianza. En este último punto fueron consideradas 500 replicaciones.

Dado que solo existe un predictor (SE), fueron interpretados el coeficiente de determinación (R^2), que refleja la varianza del criterio explicada por el predictor, y si la influencia fuera significativa, la magnitud de los coeficientes de regresión (no estandarizados [b] y estandarizados [β]). El R^2 se analizó bajo un enfoque de magnitud del efecto con intervalos de confianza (Dominguez-Lara, 2017): un R^2 de .02, .13 y .26 calificados como pequeño, mediano, y grande, respectivamente (Ellis, 2010). Es decir, si el límite inferior del intervalo de confianza de R^2 es mayor que .02, la influencia es considerada como relevante (Dominguez-Lara, 2017).

Resultados

El análisis de confiabilidad realizado brinda coeficientes de magnitudes moderadas y altas ($\alpha > .70$; Merino-Soto, Navarro-Loli, & García, 2014) en ambos grupos. A su vez, estos coeficientes no difieren de forma significativa entre varones y mujeres en cada variable estudiada (Tabla 1). Respecto del análisis distribucional, podría considerarse que cada variable, en los dos grupos, no

se aleja significativamente de la normalidad, considerando tanto el estadístico SW y los indicadores de asimetría y curtosis (Tabla 1). Finalmente, solo fueron halladas diferencias pequeñas ($d = .44$) a favor de las mujeres en *autorregulación académica*.

Con respecto a las correlaciones, fueron obtenidas magnitudes significativas ($r > .20$; Ferguson, 2009), las cuales aumentaron en magnitud una vez que fueron desatenuadas en ambos grupos, aunque solo una de ellas fue elevada en los varones. La relación entre las variables fue diferente entre varones y mujeres ($q > .10$; Tabla 2).

En cuanto al análisis principal, cuando se evalúan los estadísticos puntualmente, se observa una influencia significativa y moderada de la SE sobre las dimensiones de la PA (*postergación de actividades* y *autorregulación académica*) en el grupo de mujeres ($R^2 > .02$) y solo una influencia pequeña sobre la *postergación de actividades* en varones ($R^2 > .02$) y con coeficientes β significativos en las mismas variables. Sin embargo, al analizar los IC puede apreciarse el límite inferior de cada uno es menor que el mínimo recomendado (.02), por lo que podría concluirse que la influencia de la SE sobre la PA no es significativa.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos, confiabilidad y comparación de medias y coeficientes α

	Varones (<i>n</i> = 37)					Mujeres (<i>n</i> = 111)					Comparación de α	Comparación de medias
	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>g</i> ₁	<i>g</i> ₂	α (IC95 %)	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>g</i> ₁	<i>g</i> ₂	α (IC95 %)	<i>W</i> (gl) <i>p</i>	<i>d</i>
Satisfacción con los estudios	9.460	2.490	.331	-.389	.835 (.701, .912)	9.280	1.973	-.253	-.172	.718 (.614, .798)	1.777 (44.31) .048	.090
			SW = .966, <i>p</i> = .317					SW = .956, <i>p</i> = .001				
Postergación de actividades	9.030	2.230	-.290	.172	.789 (.625, .886)	8.770	2.079	.047	.158	.814 (.714, .869)	1.092 (44.31) .405	.012
			SW = .979, <i>p</i> = .703					SW = .991, <i>p</i> = .636				
Autoregulación académica	28.860	4.632	.001	-.746	.803 (.647, .894)	30.99	4.853	.006	-.070	.790 (.708, .851)	1.108 (80.35) .376	.440
			SW = .939, <i>p</i> = .042					SW = .960, <i>p</i> = .002				

Nota: *M* = Media; *DE* = Desviación estándar; *g*₁ = Asimetría de Fisher; *g*₂ = Curtosis de Fisher; SW = Prueba de Shapiro-Wilk; *d* = *d* de Cohen.

Tabla 2
Análisis correlacional y comparación de correlaciones

		Varones (n = 37)	Mujeres (n = 111)	q
Satisfacción con los estudios	Postergación de actividades	-.448 (-.490)	-.321 (-.379)	.110
	Autorregulación académica	.114 (.125)	.280 (.331)	.159

Nota: Entre paréntesis = correlaciones corregidas por desatenuación; q = q de Cohen.
En negrita = correlaciones con significancia práctica.

Tabla 3
Análisis de regresión: Satisfacción con los estudios y procrastinación académica

		Varones (n = 37)	Mujeres (n = 111)
Satisfacción con los → estudios Postergación de actividades	R ²	.240	.144
	(IC 95%)	(.009, .560)	(.011, .376)
	b	-.480	-.472
	(IC 95%)	(-.811, -.093)	(-.760, -.144)
	β	-.490	-.379
	(IC 95%)	(-.751, -.095)	(-.613, -.117)
Satisfacción con los estudios → Autorregulación académica	R ²	.016	.109
	(IC 95%)	(.000, .258)	(.006, .288)
	b	.254	.960
	(IC 95%)	(-.569, 1.251)	(.198, 1.609)
	β	.125	.331
	(IC 95%)	(-.303, .508)	(.076, .537)

Nota: b = Coeficientes no estandarizados; β = Coeficientes estandarizados. En negrita = Límite inferior del IC < .02.

Discusión

Conocer la conducta académica del estudiante, así como las variables asociadas a esta, es importante para que las instituciones puedan implementar programas orientados a la mejora de aspectos deficitarios y optimizar las conductas adecuadas. En este panorama, la PA académica es un problema relevante porque se ha asociado a inadecuados resultados académicos (Sirois & Kitner, 2015) que implican un desperdicio de recursos en tiempo y oportunidades de aprendizaje para los jóvenes que difícilmente podrán recuperarse. Además, si se tiene en consideración que ese tiempo perdido va en contra de la formación profesional, es claro que algunos profesionales que egresan no tendrían las competencias básicas para desempeñarse apropiadamente en el mundo laboral. Entonces, debido a que la PA tendrá serias consecuencias en la formación y, por ende, en el ejercicio profesional de los estudiantes, es que cobra especial importancia su estudio y búsqueda de mecanismos para su abordaje. Ante ello, la SE podría ser una variable explicativa importante debido a que por sus características distintivas, más orientada al individuo y su sentir en el contexto académico, podría jugar un rol importante en el proceso enseñanza-aprendizaje y en las conductas académicas que despliega la persona. Del mismo modo, fueron exploradas algunas diferencias respecto del sexo debido a un vacío en la literatura con relación a ese tema.

Inicialmente, en contraste con algunos estudios previos que indicaban diferencias en cuanto al bienestar entre hombres y mujeres (Arrosa & Gandelman, 2016; Meisenberg & Woodley, 2015), en el presente estudio y considerando solo la SE, el comportamiento fue similar entre sexos. En cambio, con relación a la PA, las mujeres parecen tener una conducta académica más autorregulada, probablemente por las exigencias percibidas en contraste con sus pares masculinos. No fueron halladas diferencias en cuanto a la postergación de actividades.

Por otro lado, la hipótesis indicaba que la SE, como parte del bienestar, podría influir significativamente sobre la PA; sin embargo, los hallazgos de esta investigación no apoyan las hipótesis planteadas. Preliminarmente el patrón correlacional entre SE y PA es distinto entre varones y mujeres, pese a que la PA aparece en igual magnitud en ambos grupos por separado (Lai et al., 2015; Mahasneh et al., 2016). Tres de las cuatro correlaciones observadas están de acuerdo con lo planteado en la literatura previa (Clariana et al., 2011; Steel, 2007; Steel & Klingsieck, 2016), pero la SE no se relaciona significativamente con la *autorregulación académica* en varones, lo contrario que en mujeres. Es probable que la percepción distinta respecto a las exigencias entre varones y mujeres sea la causa del comportamiento de las variables (Meisenberg & Woodley, 2015; Ozer et al., 2009). Existe evidencia de que la regulación del aprendizaje es diferente entre los géneros: las mujeres presentan puntajes más altos en responsabilidad en comparación con los hombres (Demiroren, Turan, & Oztuna, 2016) y, en lo que respecta a bienestar, las mujeres presentan valores más altos en crecimiento personal y autoaceptación, mientras que la percepción de calidad de vida es más alta en hombres (Chraif & Dumitru, 2015).

Posteriormente, al realizar análisis más robustos, las relaciones entre ambos constructos que inicialmente fueron halladas en cada grupo no sugieren una relación de influencia que permita ser interpretada teóricamente. Es decir, al menos en la muestra estudiada, si bien se encuentran relacionadas, la SE no explica de forma significativa la variabilidad observada en la PA. Este punto puede explicarse por el enfoque estadístico usado. Normalmente en los análisis de regresión se consideran solo los estadísticos puntuales y, entre ellos, los coeficientes β bajo el enfoque de la significancia estadística ($p < .05$). Sin embargo, la evidencia acumulada indica que este enfoque puede brindar resultados parciales debido a la sensibilidad del p -valor al tamaño muestral y a mostrar como significativo algo que realmente,

por su intensidad, podría no serlo (Dominguez-Lara, 2016d). Por ello, es necesario implementar otras medidas que colaboren con una valoración más realista y menos sesgada: el uso de medidas de magnitud del efecto (o de significancia práctica) e IC. En tal sentido, los IC brindan el rango de posibles valores del parámetro elegido (a determinado nivel de confianza) y permiten saber cuál será el valor más bajo (límite inferior del IC) en las condiciones que plantea el estudio. En ese sentido, al ser el valor del límite inferior de todos los IC estudiados más bajo que el mínimo valor de R^2 (la varianza explicada por el modelo) que puede considerarse como interpretable (e.g., .02), se concluye que la influencia no es significativa, pese a que el estadístico puntual es estadísticamente significativo ($p < .05$).

En tal sentido, la SE parece no influir sobre la PA del estudiante. Es decir, el hecho de que el estudiante cumpla a tiempo (o no) con las labores encomendadas o se organice para hacer frente a las exigencias académicas de las asignaturas no depende de la satisfacción experimentada con su forma de estudiar o su rendimiento, sino por otros motivos.

Al parecer, la relación entre la PA y la SE es más compleja de lo que se pensaba y otras variables podrían estar participando como intermediarias. Por ejemplo, estudios previos han señalado la influencia del contexto interpersonal de los estudiantes en su desempeño, algunos de ellos referidos directamente a la procrastinación (Carbonaro & Workman, 2016; Chen, Shi, & Wang, 2016; Corkin, Yu, Wolters, & Wiesner, 2014; Lu, 2014), ya que es probable que las personas con una red social más amplia prefieran actividades relacionadas con la interacción social que las de índole académica; incluso si están satisfechos con su manera de estudiar. Sin embargo, en el presente estudio no fue incluida información sobre la influencia de los pares y algunas otras variables contextuales potencialmente importantes, como la asignatura (Dominguez-Lara, Calderón-De la Cruz, Alarcón-Parco, & Navarro-Loli, en prensa), que podría mediar la percepción de dificultad y, por ende,

del esfuerzo desplegado por el estudiante, ya que incluso si en la mayoría de asignaturas el estudiante mantiene una conducta organizada, aquellas percibidas como más difíciles pueden promover en algunos estudiantes miedo o aversión y, finalmente, postergar sus actividades o no organizarse apropiadamente. Tampoco se consideró la conducta del docente (Sánchez-Rosas, Takaya, & Molinari, 2016), cuyo estilo podría orientar implícitamente al grupo con conductas de exigencia o de permisividad que afecten las expectativas del estudiante, su motivación, así como su conducta al interior de la asignatura. Asimismo, las dimensiones de personalidad parecen ser importantes al momento de guiar la conducta académica, como la *responsabilidad* desde el enfoque de los cinco grandes (Lai et al., 2015; Steel & Klingsieck, 2016; van Eerde, 2003). Por lo anterior, se recomienda en estudios posteriores considerar estas variables además de mediciones sobre estrés, por la evidencia de que los procrastinadores lo experimentan en mayor medida (Sirois & Kitner, 2015), ya que puede actuar como variable confusora. Además, debido al tamaño muestral, estos resultados deben considerarse como hallazgos preliminares.

Si bien existieron algunas limitaciones, como el tamaño muestral y la predominancia de una sola carrera profesional, estas pueden ser superadas en estudios posteriores. Del mismo modo, el uso del coeficiente α no estuvo plenamente justificado porque sus supuestos estadísticos no fueron evaluados (Dominguez-Lara, 2016c), pero su implementación fue clave para una aproximación a la evaluación del sesgo mediante su comparación entre varones y mujeres (Merino & Lautenschlager, 2003), así como los análisis desarrollados posteriormente (e.g., regresión), y pese a ser el límite más bajo de la confiabilidad verdadera, sus magnitudes no fueron despreciables. Adicionalmente, es conveniente destacar que el método que da sustento al análisis principal, *bootstrap*, funciona adecuadamente con muestras pequeñas (Chernick, 1999; Gil, 2005), aunque algunos autores recomiendan proceder con

cautela debido al poder estadístico de los resultados (Navarro-Alberto, 2016).

Por otro lado, se destacan dos aspectos sumamente importantes: el uso predominante de medidas de magnitud del efecto e IC, y el reporte de *resultados negativos* (donde no existe apoyo empírico para la hipótesis de investigación). En primer lugar, existe evidencia de que con los mismos indicadores descriptivos (e.g., media y desviación estándar) puede concluirse que existen diferencias (o no) dependiendo enteramente del tamaño muestral (Dominguez-Lara, 2016d). Por ello, las medidas de magnitud del efecto e IC parecen ser más robustas porque reflejan, hasta cierto punto, una asociación sustentada más en los datos entre las variables analizadas. En segundo lugar, el reporte de *resultados negativos* (e.g., ausencia de asociación) no es frecuente en la investigación psicológica debido a la creencia de que los hallazgos que no respaldan una hipótesis de investigación no merecen ser publicados. No obstante, esta información es tan importante como un reporte positivo, ya que pueden orientar a los investigadores durante la planificación de su investigación (Tárraga-López & Rodríguez-Montes, 2016).

Es así como a través de este trabajo se abren nuevas interrogantes sobre la PA con miras hacia la ampliación del conocimiento que permita el desarrollo de intervenciones costo-efectivas para su abordaje en el contexto universitario, ya que, como se mencionó anteriormente, algunos elementos contextuales podrían ejercer una influencia más fuerte.

Por ello, es apremiante la necesidad de continuar trabajando en la comprensión del constructo en el contexto universitario ante los índices cada vez más altos de PA entre grupos estudiantiles jóvenes (Dominguez-Lara, en prensa). Esto adquiere relevancia adicional debido a que esta población se encuentra en una etapa crítica que puede convertirse en una oportunidad irrecuperable para el arraigo de estilos adecuados de regulación académica. Todo

ello, debido a las particulares formas de consolidación de hábitos y definición de identidad que caracterizan esta etapa de vida (Arnett & Padilla-Walker, 2015).

Referencias

- Arnett, J. J., & Padilla-Walker, L. M. (2015). Brief report: Danish emerging adults' conceptions of adulthood. *Journal of Adolescence*, 38, 39-44. doi: 10.1016/j.adolescence.2014.10.011
- Arrosa, M. L., & Gandelman, N. (2016). Happiness Decomposition: Female Optimism. *Journal of Happiness Studies*, 17(2), 731-756. doi: 10.1007/s10902-015-9618-8
- 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
- Balkis, M. (2013). Academic procrastination, academic life satisfaction and academic achievement: the mediation role of rational beliefs about studying. *Journal of Cognitive and Behavioral Psychotherapies*, 13(1), 57-74.
- Blunt, A. (1998). *Task aversiveness and procrastination: A multidimensional approach to task aversiveness across stages of personal projects* (Tesis doctoral no publicada). Carleton University, Canadá.
- Busko, D. (1998). *Causes and consequences of perfectionism and procrastination: A structural equation model* (Tesis de Maestría no publicada). The University of Guelph, Canadá.
- Carbonaro, W., & Workman, J. (2016). Intermediate peer contexts and educational outcomes: Do the friends of students' friends matter? *Social Science Research*, 58, 184-197. doi: 10.1016/j.ssresearch.2016.02.005
- Chen, B. B., Shi, Z. Y., & Wang, Y. (2016). Do peers matter? resistance to peer influence as a mediator between self-esteem and procrastination among undergraduates. *Frontiers in Psychology*, 7. doi: Artn1529 10.3389/fpsyg.2016.01529
- Chernick, M. R. (1999). *Bootstrap methods: a practitioner's guide*. New York: Wiley & Sons.

- Chraif, M., & Dumitru, D. (2015). Gender differences on wellbeing and quality of life at young students at psychology. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 180, 1579-1583. doi: 10.1016/j.sbspro.2015.02.310
- Clariana, M., Cladellas, R., Badía, M., & Gotzens, C. (2011). La influencia del género en variables de la personalidad que condicionan el aprendizaje: inteligencia emocional y procrastinación académica. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 14(3), 87-96.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155 - 159. doi:10.1037/0033-2909.112.1.155
- Corkin, D. M., Yu, S. L., Wolters, C. A., & Wiesner, M. (2014). The role of the college classroom climate on academic procrastination. *Learning and Individual Differences*, 32, 294-303. doi: 10.1016/j.lindif.2014.04.001
- Demiroren, M., Turan, S., & Oztuna, D. (2016). Medical students' self-efficacy in problem-based learning and its relationship with self-regulated learning. *Medical Education Online*, 21(1), 30049. doi: 10.3402/meo.v21.30049
- Deniz, M. E. (2006). The relationships among coping with stress, life satisfaction, decision making styles and decision self-esteem: An investigation with Turkish university students. *Social Behavior & Personality*, 34, 1161-1170.
- Diener, E. (1994). Assessing subjective well-being: Progress and opportunities. *Social Indicators Research*, 31, 103-157. doi:10.1007/BF01207052
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Dominguez-Lara, S. (2016a). Datos normativos de la Escala de Procrastinación Académica en estudiantes de psicología de Lima. *Evaluar*, 16, 20-30.
- 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. doi: 10.4321/S1137-6627/2016000100024
- Dominguez-Lara, S. (2016c). Secretos del coeficiente alfa. *Actas Urológicas Españolas*, 40(7), 471. doi: 10.1016/j.acuro.2016.04.002
- Dominguez-Lara, S. (2016d). Sobre el uso de la prueba de significación de la hipótesis nula en la investigación psicológica. *Cultura*, 30, 141-150.
- Dominguez-Lara, S. (2017). Magnitud del efecto en análisis de regresión. *Interacciones*, 3(1), 3 - 5. doi: 10.24016/2017.v3n1.46
- Dominguez-Lara, S. (en prensa). Prevalencia de procrastinación académica en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana y su relación con variables demográficas. *Revista de Psicología-UCSP*.
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, 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-Lara, S., Calderón-De la Cruz, G., Alarcón-Parco, D., & Navarro-Loli, J. (en prensa). 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*. doi: 10.19083/ridu.11.492
- Dominguez-Lara, S., Villegas, G., & Centeno, S. (2014). Procrastinación académica: Validación de una escala en una muestra de estudiantes de una universidad privada. *Liberabit*, 20(2), 293-304.
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. (1993). *An introduction to the Bootstrap*. New York: Chapman & Hall.
- Ellis, P. (2010). *The essential guide to effect sizes: Statistical power, meta-analysis, and the interpretation of research results*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- 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. doi: 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. doi: 10.1037/a0015808

- Ghasemi, A., & Zahediasl, S. (2012). Normality tests for statistical analysis: A guide for non-statisticians. *International Journal of Endocrinology and Metabolism*, 10(2), 486-489. doi: 10.5812/ijem.3505
- Gil, J. (2005). Aplicación del método bootstrap al contraste de hipótesis en la investigación educativa. *Revista de Educación*, 336, 251-265.
- Howell, A., & Watson, D. (2007). Procrastination: Associations with achievement goal orientation and learning strategies. *Personality and Individual Differences*, 43, 167-178. doi: 10.1016/j.paid.2006.11.017
- Khan, M. J., Arif, H., Noor, S. S., & Muneer, S. (2014). Academic procrastination among male and female university and college students. *FWU Journal of Social Sciences*, 8(2), 65-70.
- Lai, C. S., Badayai, A. R. b. A., Chandrasekaran, K., Lee, S. Y., & Kulasingam, R. (2015). An exploratory study on personality traits and procrastination among university students. *American Journal of Applied Psychology*, 4(3-1), 21-26. doi: 10.11648/j.ajap.s.2015040301.14
- Lent, R., & Brown, S. (2008). Social cognitive career theory and subjective well-being in the context of work. *Journal of Career Assessment*, 16, 6-21. doi: 10.1177/1069072707305769
- Lent, R. W., Singley, D., Sheu, H., Janet B., Schmidt, A., & Schmidt, C. L. (2007). Relation of social-cognitive factors to academic satisfaction in engineering student. *Journal of Career Assessment*, 15, 87-97. doi: 10.1177/1069072706294518
- Lorenzo-Seva, U., Ferrando, P. J., & Chico, E. (2010). Two SPSS programs for interpreting multiple regression results. *Behavioral Research Methods*, 41(1), 29-35. doi: 10.3758/BRM.42.1.29
- Lounsbury, J., Park, S., Sundstrom, E., Williamson, J., & Pemberton, E. (2004). Personality, career satisfaction and life satisfaction: Test of a directional model. *Journal of Career Assessment*, 12, 395-406. doi: 10.1177/1069072704266658
- Lu, F. W. (2014). Testing peer effects among college students: evidence from an unusual admission policy change in China. *Asia Pacific Education Review*, 15(2), 257-270. doi: 10.1007/s12564-014-9319-8
- Mahasneh, A. M., Bataineh, O. T., & Al-Zoubi, Z. H. (2016). The relationship between academic procrastination and parenting styles among jordanian undergraduate university students. *The Open Psychology Journal*, 9, 25-34.
- Meisenberg, G., & Woodley, M. A. (2015). Gender differences in subjective well-being and their relationships with gender equality. *Journal of Happiness Studies*, 16(6), 1539-1555. doi: 10.1007/s10902-014-9577-5
- 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-Soto, C. (2016). Diferencias entre coeficientes alfa de Cronbach, con muestras y partes pequeñas: Un programa VB. *Anales de Psicología*, 32(2), 587-588. doi: 10.6018/analesps.32.2.203841
- Merino-Soto, C., Dominguez-Lara, S., & Fernández-Arata, M. (2017). Validación inicial de una Escala Breve de Satisfacción con los Estudios (EBSE) en estudiantes universitarios de Lima. *Educación Médica*, 18(1), 74-77. doi: 10.1016/j.edumed.2016.06.016
- Merino-Soto, C., Navarro-Loli, 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.
- Navarro-Alberto, J. A. (2016). The bootstrap: a 35 years old young very useful for analyzing biological data. *Cuban Journal of Agricultural Science*, 50(1), 11- 23.
- Olea, M. T., & Olea, A. N. (2015). Perceptiveness and sense impression of procrastination across correlates. *International Research Journal of Social Sciences*, 4(1), 37-43.
- Ozer, B. U., Demir, A., & Ferrari, J. R. (2009). Exploring academic procrastination among Turkish students: possible gender differences in prevalence and reasons. *Journal of Social Psychology*, 149(2), 241-257. doi: 10.3200/SOCP.149.2.241-257
- Quant, D., & Sánchez, A. (2012). Procrastinación, procrastinación académica: concepto e implicaciones. *Revista Vanguardia Psicológica*, 3(1), 45-59.

- Salehi, A. M. M. P., Marzban, M. M., Sourosh, M. P., Sharif, F. P., Nejabat, M. M., & Imanieh, M. H. M. (2017). Social well-being and related factors in students of school of nursing and midwifery. *International Journal Community Based Nursing Midwifery*, 5(1), 82-90.
- Sánchez-Rosas, J., Takaya, P. B., & Molinari, A. V. (2016). The role of teacher behavior, motivation and emotion in predicting academic social participation in class. *Pensando Psicología*, 12(19), 39-53. doi: 10.16925/pe.v12i19.1327
- San-Martin, M., Delgado-Bolton, R., & Vivanco, L. (2017). Professionalism and occupational well-being: similarities and differences among Latin American health professionals. *Frontiers in Psychology*, 8, 63. doi: 10.3389/fpsyg.2017.00063
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3/4), 591-611. doi: 10.1093/biomet/52.3-4.591
- Sirois, F. M., & Kitner, R. (2015). Less adaptive or more maladaptive? A meta-analytic investigation of procrastination and coping. *European Journal of Personality*, 29(4), 433-444. doi: 10.1002/per.1985
- Spearman, C. (1910). Correlation calculated from faulty data. *British Journal of Psychology*, 3, 271-295. doi: 10.1111/j.2044-8295.1910.tb00206.x
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological Bulletin*, 133(1), 65-94. doi: 10.1037/0033-2909.133.1.65
- Steel, P., & Klingsieck, K. B. (2016). Academic Procrastination: Psychological Antecedents Revisited. *Australian Psychologist*, 51(1), 36-46. doi: 10.1111/ap.12173
- Tárraga-López, P. J., & Rodríguez-Montes, J. A. (2016). ¿Se deben publicar los resultados negativos o no positivos? *Journal of Negative & No Positive Results*, 1(2), 43-44.
- Trafimow, D., & Marks, M. (2015). Editorial. *Basic and Applied Social Psychology*, 37(7487), 1-2.
- van Eerde, W. (2003). A meta-analytically derived nomological network of procrastination. *Personality and Individual Differences*, 35, 1401-1418.
- Wäschle, K., Allgaier, A., Lachner, A., Fink, S., & Nückles, M. (2014). Procrastination and self-efficacy: Tracing vicious and virtuous circles in self-regulated learning. *Learning and Instruction*, 29, 103-114. doi: 10.1016/j.learninstruc.2013.09.005
- Winter, J. C. F. de, Gosling, S. D., & Potter, J. (2016). Comparing the Pearson and Spearman correlation coefficients across distributions and sample sizes: A tutorial using simulations and empirical data. *Psychological Methods*, 21(3), 273-290. doi: 10.1037/met0000079

Sergio Alexis Dominguez-Lara

Docente a tiempo completo en el Instituto de Investigación de Psicología de la Universidad de San Martín de Porres. Investigador calificado por CONCYTEC. Psicólogo y Magister en Psicología por la Universidad Nacional Mayor de San Marcos.

* sdominguezl@usmp.pe, sdominguezmpcs@gmail.com

Yolanda Campos-Uscanga

Investigadora titular de tiempo completo, miembro del Sistema Nacional de Investigadores en México. Licenciada en Psicología, Maestra en Salud Pública con área disciplinar en Epidemiología y Doctora en Psicología por la Universidad Veracruzana.

ycampos@uv.mx

Este artículo fue elaborado en el marco del proyecto “Modelo explicativo del rendimiento en exámenes escritos en estudiantes de psicología de la USMP: validación e intervención” del Instituto de Investigación de Psicología de la Universidad de San Martín de Porres (Lima, Perú).