

# Ítem único de autoeficacia académica: evidencias adicionales de validez con el modelo Big Five en estudiantes universitarios

Sergio Dominguez-Lara<sup>1</sup>, Jhonatan S. Navarro-Loli  
 Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú  
 Rony Prada-Chapoñan  
 Universidad Señor de Sipán, Chiclayo, Perú

## RESUMEN

El objetivo fue verificar si el ítem único de autoeficacia académica (IUAA) presenta validez convergente por su relación con los cinco grandes factores de personalidad (5GF) en 450 estudiantes universitarios (61.1% mujeres;  $M_{edad}=20.9$ ;  $DE_{edad}=2.6$ ) de una universidad privada de Chiclayo (Perú). Además del IUAA, fue empleado el Big Five Inventory-15p para evaluar los 5GF mediante 15 ítems (tres ítems por factor). Las hipótesis de investigación fueron contrastadas utilizando el ANOVA de una vía, agrupando a los estudiantes según su respuesta en el IUAA. Los resultados indican que el rasgo con mayores diferencias entre los grupos fue responsabilidad, seguido por apertura y extraversión. Además, los grupos no difieren sustancialmente en los rasgos afabilidad y neuroticismo. Pese a las limitaciones, el IUAA es una medida apropiada para valorar la autoeficacia académica en estudiantes universitarios.

*Palabras clave:* ítem único; autoeficacia académica; validez; cinco grandes factores.

## RESUMO – Item único de autoeficácia acadêmica: evidências adicionais de validade com o modelo dos cinco grandes fatores

O objetivo foi verificar se o item único de autoeficácia acadêmica (IUAA) possui validade convergente devido à relação com os cinco grandes fatores de personalidade (5GF) em 450 universitários (61,1% mulheres,  $M_{idade}=20,9$ ,  $DP_{idade}=2,6$ ) de uma universidade privada de Chiclayo (Perú). Além do IUAA, o Inventário Big Five -15p foi utilizado para avaliar o 5GF com 15 itens (três itens por fator). As hipóteses de pesquisa foram contrastadas usando o *one-way* ANOVA, agrupando os alunos de acordo com a resposta deles no IUAA. Os resultados indicam que o traço com maiores diferenças entre os grupos foram responsabilidade, seguida de abertura e extroversão. Além disso, os grupos não diferem substancialmente em características de agradabilidade e neuroticismo. Apesar das limitações, o IUAA é uma medida apropriada para avaliar a autoeficácia acadêmica em estudantes universitários.

*Palabras-chave:* item único; autoeficácia acadêmica; validade; cinco fatores.

## ABSTRACT – Single item academic self-efficacy: Further Validity Evidences with Big Five Model in College Students

The aim of the study was to evaluate if the academic self-efficacy single-item (IUAA) has convergent validity by its relationship with the Big Five personality traits (5BF) in 450 university students (61.1% female;  $M_{age}=20.9$ ;  $SD_{age}=2.6$ ) from a private college in Chiclayo (Peru). Besides the IUAA, we used the Big Five Inventory-15p (BFI-Sp) to assess the 5BF with 15 items (three items per factor). The research hypothesis was tested using a one-way ANOVA, with students' grouping according to their IUAA response. The results show conscientiousness as the trait with higher differences between groups, followed by openness and extraversion. Additionally, the groups do not differ substantially in agreeableness or neuroticism. Despite the limitations, the IUAA is an appropriate measure to assess academic self-efficacy in college students.

*Keywords:* single item; academic self-efficacy; validity; big five factors.

La autoeficacia académica (AA) se define como el conjunto de juicios valorativos que los estudiantes realizan sobre sus propias capacidades para cumplir con actividades académicas (Bandura, 1997; Dominguez-Lara, 2014; Elias & MacDonald, 2007) y es considerada como uno de los principales mediadores de la relación del rendimiento académico con otras variables vinculadas al entorno académico (Honicke, & Broadbent, 2016; Komarraju &

Nadler, 2013; Richardson, Bond, & Abraham, 2012), por lo que su evaluación es importante a todo nivel, sea en educación básica (Khan, 2013; Alivernini & Lucidi, 2011) o superior (Feldman & Kubota, 2015; Kandemir, 2014; Zander, Brouwer, Jansen, Crayen, & Hannover, 2018). La capacidad predictiva y mediadora que posee la AA sobre el rendimiento académico, puede explicarse a partir de las fuertes creencias que poseen los estudiantes sobre sus

<sup>1</sup> Endereço para correspondência: Tomás Marsano 242 (5to piso), Lima 34, Perú. E-mail: [sdominguezl@usmp.pe](mailto:sdominguezl@usmp.pe); [sdominguezmpcs@gmail.com](mailto:sdominguezmpcs@gmail.com)

capacidades para desempeñarse en el ámbito académico, lo que incrementa la probabilidad de realizar eficientemente sus labores (Honicke, & Broadbent, 2016). En este sentido, las evaluaciones realizadas en niños y adultos han permitido identificar la influencia mutua entre la AA y el rendimiento académico, encontrando que solo los adultos son capaces de retroalimentar sus creencias de autoeficacia en base a su rendimiento y viceversa; sin embargo, en los niños solo se ha observado que el rendimiento genera un impacto único en las creencias futuras de autoeficacia (Talsma, Schütz, Schwarzer, & Norris, 2018).

Por tales motivos, es un constructo que podría ser incluido en estudios a gran escala, así como en evaluaciones masivas a estudiantes, por lo que se debe procurar que el instrumento empleado para tal propósito recopile información relevante y que, sobre todo, brinde la posibilidad de tomar decisiones con base en diversas fuentes de evidencias. Con todo, dichas evaluaciones en ocasiones tienden a ser extensas, limitando así la participación estudiantil, o si se logra involucrar al estudiante en el proceso evaluativo, las respuestas tienden a ser aleatorias, ya sea por desgano y falta de energía para completar las encuestas, o por percepción de redundancia de los ítems presentados, lo que representa una amenaza a la validez de las interpretaciones.

En ese sentido, las medidas de ítem único se han establecido como formas válidas y confiables en diversos contextos de evaluación psicológica (Postmes, Haslam, & Jans, 2012), incluyendo el académico (e.g., Lewis et al., 2017; Stormont, Thompson, Herman, & Reinke, 2017). Su ventaja radica en su fácil y rápida incorporación en estudios con múltiples variables debido a que no representan mayor esfuerzo para el encuestado porque minimizan la fatiga y la percepción de contenido redundante en escalas de larga extensión (Van Hooff, Geurts, Kompier, & Taris, 2007). Esta modalidad de evaluación también tiene detractores (Loo, 2002) y se ha argumentado que una de las principales desventajas está asociada a la posibilidad de representación de todo el dominio conductual asociado a un constructo con un solo ítem (Diamantopoulos, Sarstedt, Fuchs, Wilczynski, & Kaiser, 2012) sobre todo cuando el constructo es esencialmente multidimensional (Nunnally & Bernstein, 1994).

Adicionalmente, otra limitación podría residir en el argumento de que no existiría mayores diferencias de tiempo entre responder escalas muy breves (e.g., 5 ítems) y una medida de un solo ítem. Sin embargo, lo que se busca con las medidas monoítem es abordar el constructo de forma amplia y evitar ítems redundantes. Por ejemplo, existe un instrumento de *satisfacción con la vida* de seis ítems (Huebner, 1991), los cuales tienen un fraseo similar en torno a experiencias de vida (e.g., *My life is going well / I have a good life / My life is just right*). Asimismo, el *Índice de Bienestar General-5* de la Organización Mundial de la Salud (1998) presenta un problema similar, ya que sus ítems tienen contenido

redundante asociado a emociones positivas (e.g., *¿Me he sentido alegre y de buen ánimo? / ¿Me he sentido tranquilo/a y relajado/a? / ¿Me he sentido activo/a y con energía?*).

En cuanto a la confiabilidad de las puntuaciones, se considera que es imposible estimarla directamente (Nagy, 2002), pero mediante análisis de ecuaciones estructurales es posible interpretar la comunalidad del ítem como la confiabilidad del constructo. Entonces, es conveniente reconocer y balancear sus alcances y limitaciones (Petrescu, 2013).

Recientemente fue propuesta la evaluación de la AA por medio de un solo ítem, el *Ítem Único de Autoeficacia Académica* (IUAA; Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2017), cuyo contenido representa apropiadamente el constructo AA: *¿Qué tan seguro estás de que serás capaz de realizar eficientemente las tareas (trabajos, exposiciones, exámenes, etc.) que te demande tu vida académica?*; es decir, se focaliza en la percepción de la capacidad de una persona para realizar tareas de un contexto específico. Además, muestra indicadores favorables de confiabilidad de las puntuaciones, así como relaciones moderadas con un instrumento que evalúa de forma más extensa la AA ( $r=.562$ ), la EAPESA (Palenzuela, 1983) en su versión adaptada para universitarios limeños (Dominguez-Lara, 2014). Del mismo modo, se han hallado asociaciones teóricamente consistentes con diversas estrategias cognitivas de regulación emocional (e.g., relación inversa con rumiación; Dominguez-Lara & Sánchez-Carreño, 2017).

Pese a las evidencias a su favor, y dado que el proceso de validación de un instrumento de evaluación psicológica es una tarea constante, es necesario enriquecer las evidencias de validez con otros procedimientos a fin de cumplir con los *Standards for Educational and Psychological Testing* (AERA, APA, & NCME, 2014). En este sentido, en vista de que existe estudios previos que vinculan la autoeficacia con la personalidad, concretamente el modelo de los cinco grandes factores (5GF; Goldberg, 1990: *extraversión, afabilidad, responsabilidad, neuroticismo, y apertura*), el IUAA podría ser analizado desde la perspectiva de las *evidencias de validez con relación a otras variables*, que asocia la medida estudiada con constructos conceptualmente relacionados, que podrían ser características demográficas, indicadores de condiciones de tratamiento, o puntuaciones en otras medidas, las que deben ser consistentes con las expectativas teóricas (AERA, APA, & NCME, 2014).

A modo de revisión, la autoeficacia se relaciona positivamente con el rendimiento y conducta académica, lo que destaca la importancia de las características de personalidad para comprender las múltiples relaciones entre los constructos mencionados (Guntern, Korpershoek, & van der Werf, 2017). Concretamente, existe evidencia de que el rasgo *responsabilidad* predice de forma significativa el rendimiento académico (Poropat, 2009), que *apertura* se asocia significativamente a este (Asendorph & Van Aken, 2003; Di Giunta et al., 2013), y que *amabilidad* y *responsabilidad* se relacionan directamente con la conducta

ética (Giluk & Postletwaite, 2015) y con la motivación académica en universitarios (Komarraju, & Karau, 2005; Komarraju, Karau, & Schmeck, 2009; McGeown et al., 2014; Zhou, 2015).

Por otro lado, se postula que la AA es un mediador entre los 5GF y el rendimiento académico (Stajkovic, Bandura, Locke, Lee, & Sergent, 2018), de forma específica los rasgos de *apertura* y *responsabilidad* presentan más evidencia (Fosse, Buch, & Martinussen, 2015; McIlloy, Poole, Ursavas, & Moriarty, 2015; Tabak, Nguyen, Basuray, & Darrow, 2009), además de ser predictores importantes de la autoeficacia profesional (Djigi, Stojiljkovi, & Doskovi, 2014). Así también, se ha identificado que *apertura* influye positiva y significativamente sobre la AA en la adolescencia (Caprara, Vecchione, Alessandri, Gerbino, & Barbaranelli, 2011). Finalmente, *extraversión* y *responsabilidad* se relaciona directa y significativamente con la AA (Brown & Cinamon, 2015; Guntern et al., 2017). Los otros rasgos (*neuroticismo* y *afabilidad*) han mostrado relaciones menos consistentes (Caprara et al., 2011). Por ejemplo, para algunos autores el *neuroticismo* es un moderador entre el rendimiento académico y la AA (De Feyter, Caers, Vigna, & Berings, 2012), aunque para otros investigadores no guardan relación (Ridgell & Lounsbury, 2004). Sin embargo, considerando que el núcleo del *neuroticismo* son las emociones negativas, y estas se relacionan inversamente con AA (e.g., Galicia-Moyeda, Sánchez-Velasco, & Robles-Ojeda, 2013), es posible esperar asociaciones entre los constructos.

Este estudio es relevante en la medida que el IUAA podría incluirse en encuestas masivas realizadas en instituciones de educación superior y así brindar insumos para poder valorar, a modo de tamizaje, la percepción de la AA del estudiante y así poder orientar más adelante a quienes lo requieran. En base a la literatura previa, el objetivo de la investigación fue obtener evidencias de validez del IUAA *por su relación con otras variables* (AERA, APA, & NCME, 2014), en este caso, los 5GF. De este modo, se espera que *extraversión*, *responsabilidad* y *apertura* presenten asociación directa y significativa con la AA, así como que *neuroticismo* se asocie negativa y significativamente con la AA. Por último, no se espera asociación significativa entre AA y *afabilidad*.

## Método

### Participantes

La muestra fue no probabilística y el muestreo de tipo intencional. Fueron evaluados 450 estudiantes universitarios (61.1% mujeres) de edades comprendidas entre los 17 y 40 años ( $M_{edad}=20.9$ ;  $DE_{edad}=2.6$ ; siete estudiantes no reportaron este dato), y pertenecientes a las carreras de administración (39.6%), contabilidad (42.7%) y turismo y negocios (17.8%), del segundo al octavo ciclo académico, de una universidad privada de Chiclayo (Perú). Del total, el 95.6% reportó ser soltero y el 50.2%

no trabaja. No se observaron diferencias marcadas en cuanto a la edad ( $M_{varones}=21.41$ ;  $M_{mujeres}=20.58$ ;  $d=0.31$ ) ni proporción ( $h=0.45$ ) entre varones y mujeres.

### Instrumentos

**Ítem único de Autoeficacia Académica** (IUAA; Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2017). Se trata de una medida de AA (*¿Qué tan seguro estás de que serás capaz de realizar eficientemente las tareas [trabajos, exposiciones, exámenes, etc.] que te demande tu vida académica?*), la cual se organizó bajo un escalamiento de cinco puntos (desde *Nada seguro* hasta *Muy seguro*). Para los objetivos de este estudio, cada una de las respuestas representará a un grupo de comparación.

**Big Five Inventory-15p** (BFI-15p; Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018a). Fue utilizada la versión adaptada a universitarios peruanos. Es una medida de autoinforme que mediante 15 ítems con cinco opciones de respuesta (de *Muy en desacuerdo* hasta *Muy de acuerdo*) evalúa los cinco grandes factores de personalidad con tres ítems cada uno: *Extraversión* (e.g., *es bien hablador*), *Afabilidad* (e.g., *es generoso*), *Responsabilidad* (e.g., *persevera hasta terminar el trabajo*), *Neuroticismo* (e.g., *con frecuencia se pone tenso*), y *Apertura* (e.g., *valora lo artístico y lo estético*). La elección de este instrumento radica en su evidencia favorable respecto a su dimensionalidad y confiabilidad mediante métodos semiconfirmatorios (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018a) y modelos exploratorios de ecuaciones estructurales (ESEM, por sus siglas en inglés) (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018b). Los indicadores de confiabilidad con la muestra del presente estudio figuran en la sección *resultados*.

### Procedimientos

La aplicación de los instrumentos se realizó en horario regular de clase de los estudiantes. Previo a la evaluación se mencionaron los objetivos de la investigación y a continuación se procedía a entregar el consentimiento informado y los instrumentos, compartiendo las instrucciones y recalando la confidencialidad del proceso. En la presente investigación fueron considerados los principios básicos de la declaración de Helsinki, así como del código de ética del colegio de psicólogos del Perú. Por último, este trabajo es un producto derivado del proyecto *Relación entre burnout académico, ansiedad y depresión en estudiantes universitarios: análisis mediacional de factores protectores y de riesgo* aprobado con Resolución Decanal N° 0130-2018-DF.CC.CC.TyPs.-USMP, bajo la responsabilidad del autor corresponsal.

### Análisis de datos

De forma inicial, fue realizado un análisis descriptivo de las medidas de tendencia central, dispersión y distribución en cada instrumento. Para valorar el acercamiento de la distribución de los datos a la normalidad fueron utilizados criterios descriptivos como el índice estandarizado de asimetría (SSI; Malgady, 2007), donde SSI

<.25 indica una baja asimetría, así como magnitudes de asimetría menores que dos y curtosis menores que siete se consideran aceptables (Finney, & DiStefano 2006). La confiabilidad de las puntuaciones fue evaluada utilizando el coeficiente  $\alpha$  y la correlación inter-item promedio ( $r_{ii}$ ), siendo aceptables valores alrededor de .60 y en el rango de .15 a .20, respectivamente (Clark, & Watson, 1995), debido a que la evaluación con instrumentos breves de constructos amplios, como personalidad, trae consigo magnitudes relativamente bajas en cuanto a sus indicadores de confiabilidad (Lang, John, Lüdtke, Schupp, & Wagner, 2011; Rammstead, & Beierlein, 2014).

Las hipótesis de investigación fueron contrastadas utilizando el ANOVA de una vía. Por ejemplo, los grupos según el grado de AA (las personas fueron agrupadas en base a sus respuestas en el IUAA) fueron comparados con respecto a cada rasgo de personalidad evaluado con el BFI-15p.

Los resultados fueron evaluados según un enfoque de magnitud del efecto (ME). A nivel general, es decir, para conocer si la agrupación de personas (respuestas en el IUAA) explica la cantidad de varianza suficiente en cada factor de personalidad, se usó el coeficiente  $\omega^2$  (Fritz, Morris, & Richler, 2012) y el  $\omega^2_{comp}$  (Grissom, & Kim,

2005) con el objetivo de establecer comparaciones entre pares de grupos. Estos estadísticos fueron corregidos por atenuación debido a las magnitudes del coeficiente  $\alpha$  (Dominguez-Lara, 2017a) mediante la ecuación  $\omega^2/\alpha$  (Furr, 2011), donde  $\alpha$  representa el coeficiente de confiabilidad. Los  $\omega^2$  y  $\omega^2_{comp}$  resultantes se evaluaron según su magnitud: .04 (ME *mínima necesaria*), .25 (ME *moderada*), y .64 (ME *fuerte*) (Fritz et al., 2012). Los cálculos fueron realizados con un módulo en MS Excel (Dominguez-Lara, 2017b). De forma complementaria, fue calculado la potencia estadística post-hoc con el software *G\*Power* 3.1.9.2 (Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007).

## Resultados

### Análisis preliminares

Con relación al análisis distribucional, las magnitudes de asimetría y curtosis evidencian que existe una aproximación a la normalidad univariada (Tabla 1). En cuanto a la confiabilidad de las puntuaciones, los coeficientes  $\alpha$  y los  $r_{ii}$  alcanzaron magnitudes aceptables considerando el número de ítems por dimensión y el tipo de constructo evaluado.

Tabla 1  
Análisis descriptivo, de normalidad y confiabilidad

| Personalidad           | Confiabilidad |          | Análisis descriptivo y normalidad |      |       |      |       |
|------------------------|---------------|----------|-----------------------------------|------|-------|------|-------|
|                        | $\alpha$      | $r_{ii}$ | M                                 | DE   | $g_1$ | SSI  | $g_2$ |
| Extraversión           | .52           | .27      | 11.41                             | 2.24 | -0.68 | 0.07 | 0.43  |
| Afabilidad             | .67           | .40      | 12.73                             | 2.03 | -1.13 | 0.14 | 1.87  |
| Responsabilidad        | .63           | .37      | 12.07                             | 2.17 | -0.75 | 0.08 | 0.75  |
| Neuroticismo           | .62           | .35      | 8.17                              | 2.82 | 0.25  | 0.02 | -0.41 |
| Apertura               | .55           | .29      | 11.08                             | 2.36 | -0.55 | 0.05 | 0.09  |
| Autoeficacia académica | -             | -        | 3.79                              | 0.85 | -0.21 | 0.14 | -0.65 |

Nota.  $n=450$ ;  $r_{ii}$ =correlación inter-ítem promedio; M=Media; DE=Desviación estándar;  $g_1$ =coeficiente de asimetría de Fisher; SSI=índice estandarizado de asimetría;  $g_2$ =coeficiente de curtosis de Fisher

### Análisis principal

Las respuestas al IUAA (Rango = 2 – 5) posibilitaron la conformación de cuatro grupos, entre los cuales fueron halladas diferencias estadísticamente significativas ( $p < .05$ ) y con significancia práctica ( $\omega^2 > .04$ ) en todos los rasgos (Tabla 2). Sin embargo, el rasgo que

evidenció mayores diferencias entre los subgrupos fue *responsabilidad*, seguido por *apertura* y *extraversión*. Además, los rasgos *afabilidad* y *neuroticismo* no mostraron diferencias sustanciales entre los grupos, a juzgar por la cantidad de diferencias significativas. El poder estadístico fue elevado ( $> .95$ ).

Tabla 2  
Análisis comparativo de los rasgos de personalidad según el grado de autoeficacia académica

|              | Autoeficacia (respuesta) | M     | DE   | $F_{(3,146)}$ | $\omega^2$ | $\omega^2_{comp}$  | Potencia |
|--------------|--------------------------|-------|------|---------------|------------|--|----------|
| Extraversión | 2                        | 9.72  | 2.69 | 12.74**       | .14        | $\omega^2_{2,4}=.08$<br>$\omega^2_{2,5}=.10$<br>$\omega^2_{3,4}=.05$<br>$\omega^2_{3,5}=.06$ | 1.00     |
|              | 3                        | 10.87 | 2.27 |               |            |  |          |
|              | 4                        | 11.73 | 2.06 |               |            |  |          |
|              | 5                        | 12.03 | 2.06 |               |            |  |          |

Tabla 2 (continuación)  
Análisis comparativo de los rasgos de personalidad según el grado de autoeficacia académica

|                 | Autoeficacia<br>(respuesta) | M     | DE   | $F_{(3,146)}$ | $\omega^2$ | $\omega^2_{comp}$  | Potencia |
|-----------------|-----------------------------|-------|------|---------------|------------|--|----------|
| Afabilidad      | 2                           | 12.00 | 2.55 | 8.45**        | .07        | $\omega^2_{3,5}=.06$   | .99      |
|                 | 3                           | 12.21 | 2.08 |               |            |  |          |
|                 | 4                           | 12.87 | 1.78 |               |            |  |          |
|                 | 5                           | 13.40 | 2.02 |               |            |  |          |
| Responsabilidad | 2                           | 10.31 | 2.79 | 33.22**       | .28        | $\omega^2_{2,4}=.09$<br>$\omega^2_{2,5}=.13$<br>$\omega^2_{3,4}=.13$<br>$\omega^2_{3,5}=.19$ | 1.00     |
|                 | 3                           | 11.03 | 2.00 |               |            |  |          |
|                 | 4                           | 12.51 | 1.83 |               |            |  |          |
|                 | 5                           | 13.16 | 1.88 |               |            |  |          |
| Neuroticismo    | 2                           | 8.86  | 2.83 | 7.08**        | .06        | $\omega^2_{3,5}=.06$   | .98      |
|                 | 3                           | 8.89  | 2.93 |               |            |  |          |
|                 | 4                           | 8.01  | 2.79 |               |            |  |          |
|                 | 5                           | 7.30  | 2.42 |               |            |  |          |
| Apertura        | 2                           | 10.69 | 2.59 | 11.03**       | .12        | $\omega^2_{3,4}=.06$<br>$\omega^2_{3,5}=.11$   | 1.00     |
|                 | 3                           | 10.25 | 2.30 |               |            |  |          |
|                 | 4                           | 11.31 | 2.25 |               |            |  |          |
|                 | 5                           | 11.91 | 2.22 |               |            |  |          |

## Discusión

El objetivo de la presente investigación fue identificar nuevas evidencias de validez del IUAA, esta vez en relación a un modelo bien establecido de personalidad como el de los 5GF, que se constituye como la mejor explicación de la personalidad (Pariz, Haddad, & Machado, 2016) y que están asociado a diversas variables del ámbito académico (Giluk & Postletwaite, 2015; Poropat, 2009; Zhou, 2015). A pesar de que el IUAA ha demostrado previamente propiedades psicométricas aceptables (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2017), es necesario continuar con la identificación de evidencias de validez para cumplir con los *Standards for Educational and Psychological Testing* (AERA, APA, & NCME, 2014), que son criterios para el desarrollo y uso de instrumentos psicológicos (Plake & Wise, 2014).

En cuanto al análisis preliminar, si bien los factores de personalidad obtuvieron coeficientes de confiabilidad de las puntuaciones por debajo del mínimo esperado para escalas completas (.70; Nunnally & Bernstein, 1994), las magnitudes son adecuadas considerando el número de ítems y la correlación inter-ítem promedio apoya esta premisa (Clark & Watson, 1995; Lang et al., 2011; Rammstead & Beierlein, 2014).

Los resultados del análisis principal, considerando tanto la magnitud del efecto como la potencia estadística, indican que se corroboran las hipótesis planteadas sobre la asociación de la AA con los factores de personalidad *responsabilidad*, *apertura* y *extraversión*. Esto se puede explicar porque para realizar con éxito actividades académicas, está reportado que es necesario juicios valorativos positivos sobre las propias capacidades (Bandura, 1992),

siendo las experiencias previas y la persuasión verbal componentes importantes (Bandura, 1977). Entonces, para que el estudiante obtenga tales resultados, es necesario que realice una gestión del tiempo orientada al cumplimiento de actividades académicas (Bidjerano & Dai, 2007; Trautwein, Ludtke, Schnyder, & Niggli, 2006), mediante procedimientos sistematizados de aprendizaje (Di Giunta et al., 2013), lo que está asociado al factor *responsabilidad*. Además, se necesita de un pensamiento crítico y potenciar las capacidades cognitivas (Harris, Vernon, & Jang, 2005; Lounsbury, Welsh, Gibson, y Sundstrom, 2005) que está relacionado al factor *apertura*, así como de redes de apoyo que faciliten el trabajo y aprendizaje en equipo que se vincula con el factor *extraversión*. De esta forma, las diferencias significativas encontradas entre los grupos de AA en cuanto a los factores de personalidad son coherentes con otros estudios con respecto a *responsabilidad*, *apertura* y *extroversión* (Brown & Cinamon, 2015; Caprara et al., 2011; Djigi et al., 2014; Guntern et al., 2017), así como *neuroticismo* (De Feyter et al., 2012).

De este modo, el presente estudio fortalece la aún escasa utilización de medidas de ítem único en investigación educativa (Dominguez-Lara, 2017c), recomendando su uso en situaciones donde el nivel de atención o tiempo se encuentre limitado, como por ejemplo, en encuestas a nivel nacional, recogida de datos de forma electrónica, o estudios en los cuales solo una página es una longitud de encuesta ideal (Konrath, Meier, & Bushman, 2018); minimizando los costos de aplicación, sobre todo cuando se pretende evaluar diversos constructos en una sola ocasión.

Una de las limitaciones del IUAA es la brevedad, ya que no puede brindar información clínicamente

relevante a nivel individual, solo como tamizaje, pero considerando la asociación hallada entre los 5GF y la AA, su evaluación conjunta podría proporcionar datos de importancia referidos al perfil del universitario. Por otro lado, el uso de una medida breve de contraste podría sugerir falsos positivos en cuanto a la asociación de las variables. Sin embargo, una de las fortalezas del estudio es el uso de un grupo heterogéneo de universitarios, los cuales pertenecen a diferentes carreras profesionales, aunque por su carácter no representativo es difícil extrapolar los resultados a otras poblaciones.

Se recomienda para estudios futuros proveer evidencia de validez incremental de la medida de ítem único sobre resultados académicos relevantes, como el rendimiento. Del mismo modo, sería recomendable replicar el estudio utilizando medidas más extensas de personalidad, considerando las potenciales limitaciones de los instrumentos breves. Finalmente, se sugiere realizar estudios desde la *teoría de respuesta al ítem* debido a que, al

suponer que cada ítem mide un rasgo característico de un constructo, que en el caso de la AA, al ser unidimensional es representado por la IUAA, se puede obtener la curva característica del ítem, con la finalidad de identificar una correspondencia entre la puntuación y la probabilidad de tener respuestas que indiquen altos niveles del constructo (Muñiz, 2010; Pasquali & Primi, 2003).

Concluyendo, en base a los *Standards for Educational and Psychological Testing* (AERA, APA, & NCME, 2014), los principios éticos de los psicólogos y el código de conducta (*American Psychological Association*, 2017), el código de conducta ética del Colegio de Psicólogos del Perú, las evidencias de validez obtenidas permiten considerar al IUAA como una medida de AA empíricamente asociada a la personalidad, lo que es importante debido al impacto que tiene la AA sobre aspectos académicos relevantes y el papel clave de la personalidad en la formación de hábitos académicos (Honicke, & Broadbent, 2016; Komarraju & Nadler, 2013; Richardson et al. 2012).

## Referencias

- Alivernini, F., & Lucidi, F. (2011). Relationship between social context, self-efficacy, motivation, academic achievement, and intention to drop out of high school: a longitudinal study. *The Journal of Educational Research*, 104(4), 241–252. doi: 10.1080/00220671003728062
- American Psychological Association (2017). *Ethical principles of psychologist and code of conduct*. Recuperado de [www.apa.org/ethics/code/index.aspx](http://www.apa.org/ethics/code/index.aspx)
- American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education [AERA/ APA/NCME] (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Asendorph, J. B., & Van Aken, M. A. G. (2003). Personality-relationship transaction in adolescence: Core versus surface personality characteristics. *Journal of Personality*, 71(4), 629–662. doi: 10.1111/1467-6494.7104005
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191–215. doi: 10.1037/0033-295X.84.2.191
- Bandura, A. (1992). Exercise of personal agency through the self-efficacy mechanism. En R. Schwarzer (Ed.), *Self-efficacy: Thought control of action* (pp. 1–38). Washington D. C.: Hemisphere.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Bidjerano, T., & Dai, D. Y. (2007). The relationship between the big-five model of personality and self-regulated learning strategies. *Learning and Individual Differences*, 17(1), 69–81. doi: 10.1016/j.lindif.2007.02.001
- Brown, D., & Cinamon, R. G. (2015). Personality traits' effects on self-efficacy and outcome expectations for high school major choice. *International Journal for Educational and Vocational Guidance*, 16(3), 343–361. doi: 10.1007/s10775-015-9316-4
- Caprara, G.V., Vecchione, M., Alessandri, G., Gerbino, M., & Barbaranelli, C. (2011). The contribution of personality traits and self-efficacy beliefs to academic achievement: A longitudinal study. *British Journal of Educational Psychology*, 81(1), 78–96. doi:10.1348/2044-8279.002004
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309–319. doi: 10.1037/1040-3590.7.3.309
- De Feyter, T., Caers, R., Vigna, C., & Berings, D. (2012). Unraveling the impact of the big five personality traits on academic performance: The moderating and mediating effects of self-efficacy and academic motivation. *Learning and Individual Differences*, 22(4), 439–448. doi:10.1016/j.lindif.2012.03.013
- Di Giunta, L., Alessandri, G., Gerbino, M., Luengo Kanacri, P., Zuffiano, A., & Caprara, G. V. (2013). The determinants of scholastic achievement: The contribution of personality traits, self-esteem, and academic self-efficacy. *Learning and Individual Differences*, 27(2013), 102–108. doi: 10.1016/j.lindif.2013.07.006
- Diamantopoulos, A., Sarstedt, M., Fuchs, C., Wilczynski, P., & Kiaser, S. (2012). Guidelines for choosing between multi-item and single-item scales for construct measurement: a predictive validity perspective. *Journal of Academy of Marketing Science*, 40(3), 434–449. doi: 10.1007/s11747-011-0300-3
- Djigi, G., Stojiljkovi, S., & Doskovi, M. (2014). Basic personality dimensions and teachers' self-efficacy. *International Conference on Education & Educational Psychology 2013 (ICEEPSY 2013)*, 112, 593–602. doi: 10.1016/j.sbspro.2014.01.1206
- Dominguez-Lara, S. (2014). Autoeficacia para situaciones académicas en estudiantes universitarios peruanos: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Revista de Psicología – UCSP*, 4(4), 45–53. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/282502801\\_Autoeficacia\\_para\\_situaciones\\_academicas\\_en\\_estudiantes\\_universitarios\\_peruanos\\_un\\_enfoque\\_de\\_ecuaciones\\_estructurales](https://www.researchgate.net/publication/282502801_Autoeficacia_para_situaciones_academicas_en_estudiantes_universitarios_peruanos_un_enfoque_de_ecuaciones_estructurales)
- Dominguez-Lara, S. (2017a). Atenuación de correlaciones y baja fiabilidad: ¿realmente importa? *Nutrición Hospitalaria*, 34(5), 1261–1262. doi: 10.20960/nh.1391

- Dominguez-Lara S. (2017b). Magnitud del efecto en comparaciones entre dos o más grupos. *Revista de Calidad Asistencial*, 32(2), 121-122. doi: 10.1016/j.cali.2016.04.002
- Dominguez-Lara, S. (2017c). Ítem único de ansiedad ante exámenes: evidencias de validez convergente e incremental en estudiantes universitarios. *Educación Médica*, 192, 1-7. doi: 10.1016/j.edumed.2017.04.004
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2017). Fiabilidad por consistencia interna de medidas de un solo ítem. *Actas Urológicas Españolas*, 41(3), 213. doi: 10.1016/j.acuro.2016.04.003
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto (2018a). Dos versiones breves del Big Five Inventory en universitarios peruanos: BFI-15p y BFI-10p. *Liberabit*, 24(1), 81-96. doi: 10.24265/liberabit.2018.v24n1.06
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto (2018b). Estructura interna del BFI-10P y BFI-15P: un estudio complementario con enfoque CFA y ESEM. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(3), 22-34. doi: 10.30882/1852.4206.v10.n3.21037
- Dominguez-Lara, S., & Sánchez-Carreño, K. (2017). Uso de estrategias cognitivas de regulación emocional ante la desaprobación de un examen: el rol de la autoeficacia académica en estudiantes universitarios. *Psicología*, 11(2), 99-112. doi: 10.21500/19002386.2716
- Elias, S. M., & MacDonald S. (2007). Using past performance, proxy efficacy, and academic self-efficacy to predict college performance. *Journal of Applied Social Psychology*, 37(11), 2518-2531. doi: 10.1111/j.1559-1816.2007.00268.x
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G\*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175-191. doi: 10.3758/BF03193146
- Feldman, D.B., & Kubota, M. (2015). Hope, self-efficacy, optimism, and academic achievement: distinguishing constructs and levels of specificity in predicting college grade-point average. *Learning and Individual Differences*, 37(2017), 210-216. doi: 10.1016/j.lindif.2014.11.022
- Finney, S. J., & DiStefano C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural Equation Modeling. A Second Course* (pp. 269-314). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Fosse, T. H., Buch, R., & Martinussen, M. (2015). The impact of personality and self-efficacy on academic and military performance: the mediating role of self-Efficacy. *Journal of Military Studies*, 6(1), 1-19. Recuperado de: <https://journal.fj/jms/article/view/52567>
- Fritz, C.O., Morris, P.E., & Richler, J.J. (2012). Effect size estimates: current use, calculations, and interpretation. *Journal of Experimental Psychology: General*, 141(1), 2-18. doi: 10.1037/a0024338
- Furr, R.M. (2011). *Scale construction and psychometrics for social and personality psychology*. London: Sage publications.
- Galicia-Moyeda, I. X., Sánchez-Velasco, A., & Robles-Ojeda, F. J. (2013). Autoeficacia en escolares adolescentes: su relación con la depresión, el rendimiento académico y las relaciones familiares. *Anales de psicología*, 29(2), 491-500. doi: 10.6018/analpsps.29.2.124691
- Giluk, T.L., & Postlethwaite, B.E. (2015). Big five personality and academic dishonesty: a meta-analytic review. *Personality and Individual Differences*, 72(2015), 59-67. doi: 10.1016/j.paid.2014.08.027
- Goldberg, L. R. (1990). An alternative "description of personality": The Big-Five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(6), 1216-1229. doi: 10.1037/0022-3514.59.6.1216
- Grissom, R.J., & Kim, J.J. (2005). *Effect size for research. A broad practical approach*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Guntern, S., Korpershoek, H., & van der Werf, G. (2017). Benefits of personality characteristics and self-efficacy in the perceived academic achievement of medical students. *Educational Psychology*, 37(6), 733-744. doi: 10.1080/01443410.2016.1223277
- Harris, J., Vernon, P., & Jang, K. (2005). Testing the differentiation of personality by intelligence hypothesis. *Personality and Individual Differences*, 38(2), 277-286. doi: 10.1016/j.paid.2004.04.007
- Honicke, T., & Broadbent, J. (2016). The influence of academic self-efficacy on academic performance: a systematic review. *Educational Research Review*, 17(2016), 63-84. doi: 10.1016/j.edurev.2015.11.002
- Huebner, E. S. (1991). Initial development of the student's life satisfaction scale. *School Psychology International*, 12(3), 231-240. doi:10.1177/0143034391123010
- Kandemir, M. (2014). Reasons of academic procrastination: self-regulation, academic self-efficacy, life satisfaction and demographics variables. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 152(2014), 188-193. doi: 10.1016/j.sbspro.2014.09.179
- Khan, M. (2013). Academic self-efficacy, coping, and academic performance in college. *International Journal of Undergraduate Research and Creative Activities*, 5(4), 1-13. doi: 10.7710/2168-0620.1006
- Komarraju, M., & Karau, S. J. (2005). The relationship between the big five personality traits and academic motivation. *Personality and Individual Differences*, 39(3), 557-567. doi: 10.1016/j.paid.2005.02.013
- Komarraju, M., & Nadler, D. (2013). Self-efficacy and academic achievement: Why do implicit beliefs, goals and effort regulation matter? *Learning and Individual Differences*, 25(2013), 67-72. doi.org/10.1016/j.lindif.2013.01.005
- Komarraju, M., Karau, S. J., & Schmeck, R. R. (2009). Role of the Big Five personality traits in predicting college students' academic motivation and achievement. *Learning and Individual Differences*, 19(1), 47-52. doi: 10.1016/j.lindif.2008.07.001
- Konrath, S., Meier, B. P., & Bushman, B. J. (2018). Development and validation of the single item trait empathy scale (SITES). *Journal of Research in Personality*, 73(2018), 111-122. doi: 10.1016/j.jrp.2017.11.009
- Lang, F. R., John, D., Lüdtke, O., Schupp, J., & Wagner, G. G. (2011). Short assessment of the Big Five: Robust across survey methods except telephone interviewing. *Behavior Research Methods*, 43(2), 548-567. doi: 10.3758/s13428-011-0066-z
- Lewis, C. G., Herman, K. C., Huang, F. L., Stormont, M., Grossman, C., Eddy, C., & Reinke, W. M. (2017). The utility of single-item readiness screeners in middle school. *Journal of School Psychology*, 64(2017), 1-16. doi: 10.1016/j.jsp.2017.04.003
- Loo, R. (2002). A caveat on using single-item versus multiple-item scales. *Journal of Managerial Psychology*, 17(1), 68-75. doi: /10.1108/02683940210415933
- Lounsbury, J., Welsh, D., Gibson, L., & Sundstrom, E. (2005). Broad and narrow personality traits in relation to cognitive ability in adolescents. *Personality and Individual Differences*, 38(5), 1009-1019. doi:10.1016/j.paid.2004.06.022.
- Malgady, R. (2007). How skew are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology*, 134(3), 355-359. doi: 10.3200/GENP.134.3.355-360
- McGeown, S.P., Putwain, D., Simpson, E.G., Boffey, E., Markham, J., & Vince, A. (2014). Predictors of adolescents' academic motivation: Personality, self-efficacy and adolescents' characteristics. *Learning and Individual Differences*, 32(2014), 278-286. doi: 10.1016/j.lindif.2014.03.022
- McIlloy, D., Poole, K., Ursavas O.M., & Moriarty, A. (2015). Distal and proximal associates of academic performance at secondary level: A mediation model of personality and self-efficacy. *Learning and Individual Differences*, 38(2015), 1-9. doi: 10.1016/j.lindif.2015.01.004.

- Muñiz, J. (2010). Las teorías de los tests: Teoría clásica y teoría de respuesta a los ítems. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 57-66. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1796.pdf>
- Nagy, M. S. (2002). Using a single-item approach to measure facet job satisfaction. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 75(1), 77-86. doi: 10.1348/096317902167658
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory* (3ra ed.). New York: McGraw-Hill.
- Stajkovic, A. D., Bandura, A., Locke, E. A., Lee, D., & Sergent, K. (2018). Test of three conceptual models of influence of the big five personality traits and self-efficacy on academic performance: A meta-analytic path-analysis. *Personality and Individual Differences*, 120(2018), 238-245. doi: 10.1016/j.paid.2017.08.014
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9(21), 185-219.
- Pariz, J., Haddad, E., & Machado, W.L. (2016). Convergent and criterion-related validity for a brief scale of the Five-Factor model. *Avaliação Psicológica*, 15(3), 346-351. doi: 10.15689/ap.2016.1503.07
- Pasquali, L., & Primi, R. (2003). Fundamentos da teoria da resposta ao ítem – TRI. *Avaliação Psicológica*, 2(2), 99-110.
- Petrescu, M. (2013). Marketing research using single-item indicators in structural equation models. *Journal of Marketing Analytics*, 1(2), 99-117. doi: 10.1057/jma.2013.7
- Plake, B. S., & Wise, L. L. (2014). What is the role and importance of the revised AERA, APA, NCME standards for educational and psychological testing? *Educational Measurement: Issues and Practice*, 33(4), 4-12. doi: 10.1111/emip.12045
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the five-factor model of personality and academic performance. *Psychological Bulletin*, 135(2), 322-338. doi: 10.1037/a0014996
- Postmes, T., Haslam, A., & Jans, L. (2012). A single-item measure of social identification: reliability, validity, and utility. *British Journal of Social Psychology*, 52(4), 597-617. doi: 10.1111/bjso.12006
- Rammstead, B., & Beierlein, C. (2014). Can't we make it any shorter? *Journal of Individual Differences*, 35(4), 212-220. doi: 10.1027/1614-0001/a000141
- Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university student's academic performance: a systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353-387. doi:10.1037/a0026838
- Ridgell, S. D., & Lounsbury, J. W. (2004). Predicting academic success: General intelligence, "Big Five" personality traits, and work drive. *College Student Journal*, 38(4), 607-618. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/281333814\\_Predicting\\_academic\\_success\\_General\\_intelligence\\_Big\\_Five\\_personality\\_traits\\_and\\_work\\_drive](https://www.researchgate.net/publication/281333814_Predicting_academic_success_General_intelligence_Big_Five_personality_traits_and_work_drive)
- Stormont, M. A., Thompson, A. M., Herman, K. C., & Reinke, W. M. (2017). The social and emotional dimensions of a single item overall school readiness screener and its relation to academic outcomes. *Assessment for Effective Intervention*, 42(2), 67-76. doi: 10.1177/1534508416652070
- Tabak, F., Nguyen, N., Basuray, T., & Darrow, W. (2009). Exploring the impact of personality on performance: How time-on-task moderates the mediation by self-efficacy. *Personality and Individual Differences*, 47(8), 823-828. doi:10.1016/j.paid.2009.06.027
- Talsma, K., Schütz, B., Schwarzer, R., & Norris, K. (2018). I believe, therefore I achieve (and vice versa): A meta-analytic cross-lagged panel analysis of self-efficacy and academic performance. *Learning and Individual Differences*, 61(2018), 136-150. doi:10.1016/j.lindif.2017.11.015
- Trautwein, U., Ludtke, O., Schnyder, I., & Niggli, A. (2006). Predicting homework effort: Support for a domain-specific, multilevel homework model. *Journal of Educational Psychology*, 98(2), 438-456. doi: 10.1037/0022-0663.98.2.438.
- Van Hooff, M., Geurts, S., Kompier, M., & Taris, T. (2007). "How fatigued do you currently feel?" Convergent and discriminant validity of a single-item fatigue measure. *Journal of Occupational Health*, 49(3), 224-234. doi: 10.1539/joh.49.224
- World Health Organization (1998). *Wellbeing measures in primary health care: the DepCare project: Report on a WHO meeting*. Stockholm: WHO.
- Zander, L., Brouwer, J., Jansen, E., Crayen, C., & Hannover, B. (2018). Academic self-efficacy, growth mindsets, and university students' integration in academic and social support networks. *Learning and Individual Differences*, 62(2018), 98-107. doi: 10.1016/j.lindif.2018.01.012
- Zhou, M. (2015). Moderating effect of self-determination in the relationship between big five personality and academic performance. *Personality and Individual Differences*, 86(2015), 59-67. doi: 10.1016/j.paid.2015.07.005

recebido em junho de 2018  
aprovado em maio de 2019

## Sobre os autores

**Sergio Dominguez-Lara**, Psicólogo y Doctor en Psicología. Docente del Instituto de Investigación de Psicología de la Escuela Profesional de Psicología de la Universidad San Martín de Porres, Lima, Perú.

**Jhonatan S. Navarro-Loli**, Magister en Psicología e investigador en el Instituto de Investigación de la Escuela Profesional de Psicología de la Universidad San Martín de Porres, Lima, Perú.

**Rony Prada-Chapoñan**, Psicólogo y Magister en Psicología Clínica con mención en Psicología de la Salud. Docente de la Escuela Profesional de Psicología (USS, Perú).