

Adaptación de una medida multidimensional de perfeccionismo: la Almost Perfect Scale-Revised (APS-R). Un estudio preliminar sobre sus propiedades psicométricas en una muestra de estudiantes universitarios argentinos.

Fernán G. Arana^{1***}, Eduardo G. Keegan* & Guillermina Rutzstein*

*** / * Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires.

*** Instituto de Investigaciones, Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires.

*** Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

Resumen. El presente trabajo explora las propiedades psicométricas de la escala Almost Perfect Scale-Revised (APS-R) en una muestra de estudiantes universitarios argentinos (N=268). Se estableció el poder de discriminación de los reactivos y luego se realizó un análisis de la estructura factorial y consistencia interna. Se obtuvieron evidencias externas de validez. La primera cohorte (n=168) completó la APS-R junto a un cuestionario sociodemográfico, mientras que la segunda (n=100) completó también una medida autoadministrada acerca del promedio académico. Resultados. Los coeficientes de discriminación resultaron aceptables. Los niveles de consistencia interna fueron adecuados y se conservó la estructura factorial de la escala original: 3 factores explicaron el 53,35% de la varianza. Se encontraron diferencias de género para dos subescalas, mas no se encontraron resultados significativos en relación al promedio académico. Los resultados permiten apoyar adecuadamente la estructura factorial del perfeccionismo desadaptativo. Se discute el alcance de los resultados.

Palabras clave: Almost-Perfect-Scale (APS-R), Perfeccionismo, Propiedades psicométricas.

Title: Adaptation of a multidimensional measure of perfectionism: the Almost Perfect Scale-Revised (APS-R). A preliminary study of its psychometric properties in a sample of Argentine undergraduate students.

Abstract: The present paper explores the psychometric properties of the Almost Perfect Scale-Revised (APS-R) in a sample of Argentine university students (N = 268). Once the discriminative power of the reactivos was established, an analysis of the factorial structure and internal consistency was conducted. External evidences of validity were obtained. The first cohort (n = 168) completed the APS-R together with a socio-demographic questionnaire, whereas the second cohort (n = 100) completed also a self-report measure about academic average. Results. The coefficients of discrimination were found acceptable. The levels of internal consistency were adequate and the factorial structure of the original scale was maintained: 3 factors accounted for 53.35% of the variance. Gender differences were found for two subscales, but no significant results were found for academic average. Results adequately support the factorial structure of maladaptive perfectionism. The implications of these findings are discussed.

Key Words: Almost-Perfect-Scale (APS-R), Perfectionism, Psychometric properties.

1. Introducción.

El estudio del perfeccionismo y su relación con diversas variables psicológicas ha ido incrementándose exponencialmente en los últimos años (Haring, Hewitt, & Flett, 2003).

La Real Academia Española, en su vigésima segunda edición de su diccionario de la lengua española (2009), define al perfeccionismo como la “*tendencia a mejorar indefinidamente un trabajo sin decidirse a considerarlo acabado*”. Frost, Marten, Lahart &

¹ Por favor dirigir la correspondencia relacionada con este artículo a:

Fernán G. Arana: E-mail.: fernanarana@gmail.com

Dirección postal: Cucha Cucha 1890 PB “C”, Capital Federal (CP1416). Argentina. Teléfono: (54)(11)4585-6416.

Rosenblate (1990), en uno de los primeros estudios empíricos sobre el tema, definen al perfeccionismo como la “*tendencia a establecer altos estándares de desempeño en combinación con una evaluación excesivamente crítica de los mismos y una creciente preocupación por cometer errores*”. Esta particular tendencia a la autoevaluación negativa del propio desempeño lleva a un marcado malestar subjetivo e interpersonal. Hoy en día el perfeccionismo es considerado un constructo multidimensional y se han desarrollado algunos instrumentos psicométricos que evalúan el fenómeno a través de distintas dimensiones. Dichas dimensiones fueron asociadas a un gran número de problemas clínicos tales como depresión, ansiedad, trastornos de personalidad, ideación e intentos suicidas, trastornos de alimentación, migrañas (para mayor detalle, véase Flett & Hewitt, 2002). De hecho, numerosos estudios indican que el perfeccionismo se encuentra asociado a psicopatología en general (Alden, Bieling, & Wallace, 1994; Hewitt & Flett, 1991; Juster et al., 1996).

Se sabe que el perfeccionismo juega un rol importante como factor de riesgo para el desarrollo de la depresión (Hewitt & Dyck, 1986; Hewitt, Flett, & Ediger, 1996; Mongrain & Blackburn, 2006; Zuroff, Blatt, Sanislow, Bondi, & Pilkonis, 1999) y como predictor de suicidios (Shaw & Segal, 1999). De hecho, también se ha encontrado que el perfeccionismo es uno de los pocos predictores de anorexia nerviosa en adultos (Tyrka, Waldron, Graber, & Brook-Gunn, 2002). Asimismo, se ha encontrado que a medida que el perfeccionismo aumenta, la asociación con ansiedad y ánimo depresivo resulta más sólida (Wei, Mallinckrodt, Russell, & Abraham, 2004). También se ha encontrado que algunas dimensiones específicas de perfeccionismo interactúan con el estrés general, generando incrementos en sintomatología depresiva o afecto negativo (Chang & Rand, 2000; Dunkley, Zuroff, & Blankstein, 2003; Flett, Hewitt, Endler, & Tassone, 1995). Existe, en definitiva, un gran interés por el estudio del perfeccionismo como un problema psicológico relevante que posee grandes consecuencias clínicas en los individuos.

Por otro lado, si bien tradicionalmente se lo ha considerado un rasgo caracterológico esencialmente negativo, hoy en día la evidencia sugiere un aspecto positivo del fenómeno (Slaney, Mobley, Trippi, Ashby, & Johnson, 1996). A estos fines, el equipo dirigido por Robert Slaney ha desarrollado una escala, la *Almost Perfect Scale Revised* (APS-R), que evalúa el perfeccionismo en tres subescalas: los *altos estándares* (AE, de aquí en más), el *orden* (O, de aquí en más), y la percepción de la *discrepancia* (D, de aquí en más) (Slaney et al., 1996; Slaney, Rice, Mobley, Trippi, & Ashby, 2001). Las dos primeras subescalas

representan el aspecto positivo del perfeccionismo, mientras que la última designa el aspecto negativo del mismo (Slaney et. al., 2001; Slaney, Chadha, Mobley, & Kennedy, 2000). Se considera a la APS-R una medida de gran utilidad clínica, puesto que la percepción de la discrepancia contribuye a discriminar entre individuos perfeccionistas adaptativos y desadaptativos. La subescala *D* ha sido vinculada a medidas de distrés psicológico, como depresión (Rice, Ashby, & Slaney, 1998) y ansiedad (Johnson & Slaney, 1996). La subescala *AE*, por el contrario, ha sido asociada positivamente a medidas de autoestima (Ashby & Rice, 2000) y estilos de afrontamiento adaptativos (Rice & Lapsley, 2001). Como señalan los autores (Slaney et al., 2001), no son los estándares elevados que hacen a una persona perfeccionista, ni su desempeño real, sino la observación de la distancia entre ambos, es decir, su discrepancia.

Las tres medidas más utilizadas de perfeccionismo han sido desarrolladas por diferentes equipos de investigación y cada una ha aportado diferentes dimensiones que constituyen parte del concepto central. Por un lado, Randy Frost y colaboradores, han desarrollado la *Multidimensional Perfectionism Scale (MPS-F)* (Frost et al., 1990), que se ha utilizado fundamentalmente en entornos clínicos, y cuenta con seis dimensiones (*preocupación por cometer errores, estándares personales, criticismo parental, expectativas paternas, dudas sobre acciones y organización*). Por otro lado, Paul Hewitt y Gordon Flett, construyeron otra escala homónima (*MPS-H*) (Hewitt & Flett, 1991), que evalúa el perfeccionismo en tres dimensiones, focalizándose en el aspecto interpersonal del constructo (*perfeccionismo hacia los demás, hacia si mismo, y socialmente prescripto*). Tal como señala Slaney y colaboradores (2001), las mencionadas escalas hacen énfasis en el aspecto negativo del constructo, mientras que la APS-R, está diseñada específicamente para representar ambos aspectos del perfeccionismo. Por otro lado, si bien existe consenso acerca de la multidimensionalidad del constructo, dicho acuerdo no es el mismo cuando se intenta articular las diferentes dimensiones propuestas por los autores (Rice, Ashby y Slaney, 2007).

2. La escala APS-R.

El instrumento está compuesto por 23 ítems que se distribuyen en una escala, con formato de respuesta de tipo Likert (desde 1= *fuertemente en desacuerdo*, a 7= *fuertemente de acuerdo*). Como se mencionó anteriormente, la escala presenta tres subescalas: *AE*, *O* y *D*. La primera subescala (7 ítems) evalúa la presencia de estándares elevados de desempeño. La

segunda subescala (4 ítems) mide la preferencia por el orden y la pulcritud. La última subescala Discrepancia (12 ítems), evalúa el grado en que los entrevistados se perciben a sí mismos como incapaces para alcanzar sus propios estándares de desempeño. El instrumento resulta a su vez de una reformulación sustancial del instrumento original APS (Slaney & Johnson, 1992) de 32 reactivos organizados en cuatro subescalas. Tras sucesivas revisiones (Slaney et al., 1996, 2001) los autores cuestionaron la utilidad de la escala APS para definir lo particularmente negativo del perfeccionismo ya que muchas veces se indicaba como lo negativo a las consecuencias de ser perfeccionista. El mencionado concepto de discrepancia, propuesto para esta nueva escala revisada, capturaba de forma mucho más precisa el aspecto disfuncional del concepto. Los datos referentes a la validez y confiabilidad de la nueva escala resultaron prometedores: análisis factoriales exploratorios y confirmatorios apoyaron la estructura interna de la escala representando una solución de tres factores. Los coeficientes de estructura de todos los reactivos oscilaron entre .42 y .88 (Slaney et al., 2001). Los coeficientes alfa de Cronbach fueron .91 para Discrepancia, .85 para Altos Estándares, y .82 para Orden, indicando niveles aceptables de consistencia interna (Slaney et al. 2001). La confiabilidad test-retest osciló entre puntajes de .72 y .87 en intervalos de tres a diez semanas (Grzegorek, Slaney, Franze, & Rice, 2004; Rice & Aldea, 2006). Por otra parte, la intercorrelación entre factores fue muy débil, sólo obteniendo una correlación modesta entre *AE* y *O*, sugiriendo así que las dimensiones son virtualmente independientes (Slaney et al., 2001). Otros estudios (Rice & Slaney, 2002; Wang, Yuen, & Slaney, 2008; Ashby, Kottman, & Schoen, 1998; Rice, Ashby, & Slaney, 1998; Suddarth & Slaney, 2001; Wang, Slaney, & Rice, 2007) brindaron información adicional confirmando la estructura factorial del APS-R. La validez predictiva del instrumento fue superior a otras medidas de perfeccionismo (Slaney et al., 2001).

Por otro lado, los factores de la escala han sido utilizados como variables dependientes para definir tipologías de perfeccionismo en diversos tipos de análisis (discriminante, de clusters, de clasificación por puntos de corte); y existe un creciente acuerdo en syndicar tres categorías: perfeccionistas adaptativos, perfeccionistas desadaptativos y no perfeccionistas (Rice & Slaney, 2002; Gilman & Ashby, 2003; Gilman, Ashby, Sverko, Florell, & Varjas, 2005; Grzegorek et al., 2004).

Dichas categorías corresponden a la descripción teórica de Hamachek (1978) acerca de dos tipos de perfeccionismo: uno desadaptativo o neurótico, y otro, adaptativo o normal.

Los individuos que caen bajo el primer subtipo tienden a establecer altos estándares de desempeño y están preocupados por las críticas y cometer errores (Frost et al., 1990). Tienen también un fuerte deseo de evitar el fracaso y se sienten vulnerables frente a la posibilidad de que se los critique (Blatt, 1995). Poseen un excesivo autocrítico que no les permiten alcanzar sus propias metas (Rice, Lopez & Vergara, 2005). Los segundos, tienden a establecer altos estándares mientras que tienen la habilidad de seguir viéndose exitosos aún cuando estos estándares no se hayan alcanzado totalmente (Hamachek, 1978). Son capaces de aceptar las limitaciones personales y ambientales en sus metas (Blatt, 1995). Estos sujetos exhiben un deseo por la excelencia que potencia más que disminuye el autoestima y disfrutan de ese deseo de ser perfectos en lugar de temerle (Rice, Lopez & Vergara, 2005).

Finalmente, tal como lo han señalado Mobley, Slaney y Rice (2005), la mayoría de los estudios sobre perfeccionismo ha utilizado muestras de universidades norteamericanas y se necesitan estudios que investiguen la relevancia del constructo en grupos étnica y culturalmente distintos. El presente trabajo se enmarca como un estudio sobre perfeccionismo en una muestra de estudiantes universitarios argentinos y representa la segunda parte de depuración del instrumento a los fines de conocer su adaptación a nuestro medio cultural. Para ello, en un primer momento (Arana, Scappatura, Lago, & Keegan, 2006), los autores se han focalizado en las potenciales equivalencias conceptuales y lingüísticas de la escala mencionada, teniendo en cuenta las recomendaciones pertinentes para observar diferencias culturales del constructo (Muñiz & Hambleton, 1996). El estudio antedicho se organizó en distintas fases: primero se tradujo el instrumento por integrantes del equipo de investigación, luego se convocó a traductores bilingües para la retrotraducción (se tradujeron al idioma original las versiones en castellano). Posteriormente se armó un primer borrador que fue sometido a juicio de expertos en la materia y, por último, se administro una prueba piloto verificatoria para asegurar la comprensión del instrumento.

El objetivo general del presente estudio es presentar las propiedades psicométricas del instrumento en una muestra de estudiantes universitarios argentinos. A estos fines, se han considerado los siguientes objetivos específicos:

En primer lugar se procurará establecer el poder de discriminación de los reactivos traducidos para determinar su inclusión en los análisis posteriores. Luego se examinará la estructura factorial del instrumento y se realizará un análisis de la consistencia interna de los factores extraídos. Finalmente, se proporcionarán evidencias externas de validez (de grupos

contrastados por género y de criterio a través de la correlación con el promedio académico), para la puntuación total y por cada subescala.

3. Método.

3.1. Participantes.

La muestra estuvo compuesta por 268 estudiantes (80,5% de mujeres y un 19,5% de varones). La edad media fue de 26,13 ($ds=5,29$), y osciló entre un mínimo de 19 y un máximo de 53 años. El muestreo fue incidental y pertenece a la unificación de dos cohortes de alumnos de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires del año 2006 ($n=168$) y 2007 ($n=100$). Estos alumnos pertenecen al Ciclo de Formación Profesional de la Carrera de Psicología, que representa para la mayoría del estudiantado, los últimos 2 años de una carrera que dura aproximadamente 6 años.

3.2. Procedimiento.

Los estudiantes completaron la escala APS-R en los horarios correspondientes a las clases, de forma grupal. A todos los participantes se les informó verbalmente los objetivos de la investigación y se les solicitó su consentimiento. Se les explicó que su participación era voluntaria. La primera cohorte ($n=168$) completó la escala APS-R junto a un cuestionario sociodemográfico, mientras que a la segunda cohorte ($n=100$) completó, además de los instrumentos mencionados, una medida de autorreporte acerca del promedio de las últimas dos notas de la última materia cursada. A esta última submuestra también se le administró una segunda toma de la APS-R a las seis semanas de la primera administración, a los fines de evaluar la estabilidad temporal del instrumento. Los análisis de discriminación de reactivos, factorial exploratorio, consistencia interna, y de grupos contrastados por género, se realizaron con la muestra unificada ($n=268$), mientras que los análisis pertinentes a la estabilidad temporal del instrumento y el promedio académico fueron realizados únicamente con la cohorte de 2007 ($n=100$).

Los coeficientes de discriminación se obtuvieron mediante el cálculo de la correlación entre el elemento y la puntuación total corregida. El análisis factorial exploratorio se basó en el método de componentes principales, utilizando la regla de Kaiser-Guttman para la identificación de los factores. Se utilizaron rotaciones oblicuas y ortogonales y un análisis paralelo para la identificación de los autovalores reales. Para el análisis de consistencia

interna se calculó el coeficiente Alpha de Cronbach, y se realizó el cálculo de correlación bivariada mediante el coeficiente de correlación de Pearson para la estabilidad temporal del instrumento. Por otra parte, se realizaron dos tipos de análisis distintos para aportar evidencias externas de validez. Se utilizó una prueba *t* de diferencia de medias para grupos independientes y se obtuvo adicionalmente la diferencia media tipificada (*d*) para estimar el tamaño del efecto. Finalmente, se utilizó un cálculo de correlación bivariada de Pearson para las subescalas y la operacionalización de rendimiento académico. Los datos fueron procesados y analizados con los paquetes estadísticos SPSS (v.15.00 en Castellano) y ViSta (v.7.2.04).

3.3. Instrumentos.

Cuestionario Sociodemográfico. Se elaboró una serie de preguntas con distintas categorías para obtener información sociodemográfica y acerca de la situación académica del encuestado (por ejemplo, sexo, edad, situación laboral, cantidad de materias cursadas).

APS-R. Los detalles de este instrumento fueron descriptos previamente. Se utilizó la última versión traducida por nuestro equipo (Arana et al. 2006).

Promedio académico. Se le solicitó al alumno que informe acerca de las últimas dos notas que haya obtenido en una misma materia y se realizó un promedio sobre las mismas.

4. Resultados.

4.1. Discriminación de reactivos.

Los coeficientes de discriminación para el total de la muestra ($n=268$) permiten apreciar que no existen reactivos iguales o cercanos a cero o negativos (ver Tabla 1), con lo cual resultan aceptables para la adaptación de la escala tomando un criterio conservador. De todas maneras, si se elige el criterio más exigente de correlaciones mayores o iguales a .30, se observa que los ítems 1, 2, 8 y 18 están por debajo del mismo. Se puede observar descriptivamente que el reactivo cuyo coeficiente de discriminación es el más bajo (ítem 2) corresponde a la subescala *O*, mientras que los restantes a la subescala *AE*.

En cuanto a la discriminación de los ítems por las subescalas del APS-R, se verifica un alto poder de discriminación si se utilizan las subescalas por separado (todos los ítems con coeficientes mayores a .30).

Tabla 1.

Almost Perfect Scale-Revised, versión adaptada: Coeficientes de discriminación.

Discriminación de reactivos	Escala total	subescalas	Discriminación de reactivos	Escala total	subescalas
Pregunta 1	0,20	0,52	Pregunta 13	0,69	0,75
Pregunta 2	0,15	0,55	Pregunta 14	0,37	0,57
Pregunta 3	0,55	0,56	Pregunta 15	0,58	0,58
Pregunta 4	0,30	0,44	Pregunta 16	0,56	0,72
Pregunta 5	0,33	0,35	Pregunta 17	0,70	0,73
Pregunta 6	0,62	0,65	Pregunta 18	0,21	0,43
Pregunta 7	0,34	0,56	Pregunta 19	0,50	0,64
Pregunta 8	0,28	0,55	Pregunta 20	0,63	0,74
Pregunta 9	0,38	0,42	Pregunta 21	0,62	0,70
Pregunta 10	0,42	0,60	Pregunta 22	0,51	0,55
Pregunta 11	0,70	0,76	Pregunta 23	0,58	0,58
Pregunta 12	0,50	0,47	-	-	-

4.2. Análisis Factorial Exploratorio.

Previamente, se realizó un análisis de los índices de asimetría para comprobar los supuestos de normalidad, obteniendo 19 reactivos cuyos valores están entre +/-1.00, y 4 reactivos con valores cercanos a +/-1.60 (ítems 1, 4, 8, y 18). Los primeros valores se consideran óptimos, mientras que los restantes, solo adecuados para el análisis posterior (George & Mallery, 2001).

Se realizó un análisis de componentes principales para los 23 ítems de la muestra total (n=268). El test de Bartlett de esfericidad fue satisfactorio ($\chi^2=2631.948$; $gl=253$; $p=.0001$) indicando así que los reactivos poseen factores en común. La medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin fue de .888, apoyando así la utilización de estos datos en el presente análisis. Considerando el análisis factorial de la escala original se utilizó en primera instancia para extraer factores el criterio de raíz latente o autovalores y los métodos de rotación oblicua. Se esperaban conseguir 3 factores.

Posteriormente, se testeó diferentes soluciones factoriales para poder compararlas y observar cuál podría representar de forma más parsimoniosa el modelo teórico propuesto por los autores de la APS-R.

4.2.1. Solución inicial.

Para observar cómo se comportaban libremente los reactivos y obtener una primera

aproximación, se decidió comenzar sin utilizar ninguna rotación. La regla de Kaiser-Guttman permitió identificar cuatro factores con autovalores mayores a 1 (7,09; 3,34; 1,84; y 1,20 respectivamente) que explicaron casi un 60% de la varianza (58,57%), siendo el primer autovalor el que mayor varianza explica entre los demás factores (30,86%). El cuarto factor parece no poseer relevancia teórica dentro del análisis, puesto que es el resultado de dos reactivos (3 y 9) que también saturan para el factor 1 (presumiblemente *D*). El criterio de contraste de caída (Cattell, 1962), por otro lado, permitía retener tres factores de acuerdo al punto en donde se suaviza la pendiente. Dados estos resultados disímiles, se procedió a utilizar un análisis paralelo (Horn, 1965), que es un procedimiento más objetivo puesto que compara los autovalores reales con los autovalores que podrían surgir de los datos aleatorios. Este análisis nos permitió retener 3 factores, puesto que el cuarto factor (1,20) es inferior en su autovalor al de los datos aleatorios (1,34), confirmando indirectamente de esta manera la escasa relevancia teórica que poseía este cuarto factor.

4.2.2. Solución forzando tres factores.

Teniendo en cuenta este último análisis, se procedió a rotar la matriz factorial forzando la extracción de tres factores y se probaron dos tipos de rotaciones: promax y varimax. La regla para retener los reactivos que se utilizó fue la que brindaron los autores de la escala original: coeficientes de .45 en un factor y menores a .35 en cualquier otro (Slaney et al., 2001). Como se puede observar en la Tabla 2, aquí los reactivos se reagrupan de una forma más homogénea y sencilla, y corresponde a la agrupación esperada según la teoría: 12 reactivos para el factor 1, 7 para el factor 2, y 4 para el factor 3. Dado que reproduce la estructura original de la escala conservando sus reactivos originales, podemos etiquetar el factor 1 como Discrepancia, el segundo como Altos Estándares, y el tercero como Orden.

El porcentaje total de varianza explicada (53,35%) disminuye ligeramente en relación a la solución de 4 factores, pero resulta más coherente con los resultados de investigaciones previas. El primer autovalor es de 7,10 y explica casi el 31% de la varianza total para ambas soluciones rotadas. Los problemas de saturación de reactivos se solucionaron para las subescalas *D* y *O*, pero subsisten, aunque en menor medida, para *AE*. La solución oblicua (promax) da 5 reactivos que saturan doble (2 sobre el primer factor y 3 sobre el segundo), mientras que la solución ortogonal (varimax) da solo 3 reactivos que saturan doble (1 para el factor *D* y *AE*, 2 para el factor *AE* y *O*), es así que se optó por la solución ortogonal por ser más parsimoniosa y sencilla en su interpretación.

Tabla 2.

Distintas soluciones factoriales y consistencia interna de la APS-R.

Reactivos	Solución promax 3 factores			Solución varimax 3 factores			Solución varimax sin los reactivos dobles		
	F1: D	F2: AE	F3: O	F1: D	F2: AE	F3: O	F1: D	F2: O	F3: E
1		0,73			0,76				0,78
2			0,77			0,76		0,78	
3	0,61			0,60			0,60		
4			0,66			0,66		0,66	
5		0,42	0,31		0,37	0,25			
6	0,73			0,71			0,71		
7			0,75			0,72		0,75	
8		0,71			0,71				0,71
9	0,47			0,48			0,48		
10			0,77			0,74		0,76	
11	0,82			0,80			0,81		
12	0,47	0,62		0,41	0,59				
13	0,82			0,80			0,80		
14		0,72	0,39		0,68				0,70
15	0,65			0,64			0,62		
16	0,78			0,80			0,81		
17	0,80			0,78			0,79		
18		0,57	0,43		0,54	0,36			
19	0,72			0,74			0,75		
20	0,81			0,81			0,82		
21	0,75			0,75			0,76		
22	0,41	0,70			0,66				0,68
23	0,63			0,61			0,61		
Autovalores (% Vza. Explicada)	7,10 (30,86)	3,32 (14,45)	1,85 (8,04)	7,10 (30,86)	3,32 (14,45)	1,85 (8,04)	6,75 (33,77)	2,83 (14,15)	1,68 (8,40)
% Varianza total explicada		53,35			53,35			56,32	
Factor	.913	.754	.739	.913	.754	.739	.913	.739	.712
Método	Componentes Principales/Promax/Kaiser			Componentes Principales/Varimax/Kaiser			Componentes Principales/Varimax/Kaiser		
KMO	0,89			0,89			0,89		
Prueba de Bartlett	$\chi^2=2648,52$ (gl=253;p=.000)			$\chi^2=2648,52$ (gl=253;p=.000)			$\chi^2=2336,65$ (gl=190;p=.000)		

Finalmente, se probó con una solución varimax sin los reactivos que poseían cargas dobles (ítems 5, 12 y 18: véase Tabla 2), adoptando un enfoque más convencional. Si bien la varianza total mejora ligeramente (56,32%), se pierden casi la mitad de los reactivos para la escala de *AE*, con lo cual no solo disminuye su confiabilidad (de .754 a .712) sino que también pasa a ser el último factor de importancia, dejando al factor *O* como el segundo más relevante. Esta solución dista de tener coherencia teórica con el planteo original de los autores. Por todo esto se retuvo la solución anterior por tener mayor sentido teórico y ser más parsimoniosa.

Tabla 3.

Contrastes por género para las subescalas de la APS-R. Media, desviación estándar, prueba *t* para muestras independientes, nivel de significación estadística y diferencia media tipificada (*d* de Cohen).

	Media Varones (n=52)	Media Mujeres (n=206)	<i>t</i>	<i>P</i>	<i>D</i>
<i>Altos Estándares</i>	35,038 (6,57)	37,12 (6,02)	-2,245	0,026	-0,333
<i>Orden</i>	17,44 (4,41)	19,28 (4,53)	-2,643	0,009	-0,500
<i>Discrepancia</i>	39,75 (13,56)	43,08 (14,45)	-1,506	0,133	-0,296

4.3. *Consistencia interna.*

Se obtuvo un coeficiente Alpha de Cronbach de .887 para la escala total en toda la muestra (n=268), lo cual sugiere un nivel adecuado de homogeneidad de la escala. Se realizó un análisis de consistencia interna por cada subescala, arrojando los siguientes valores: .754 para *AE*, .739 para *O*, y, por último, .913 para *D*.

En cuanto a la estabilidad temporal del instrumento para la muestra reducida (n=100), se observaron coeficientes moderados para la escala total ($r=.616$, $p=.01$) y para las subescalas: altos estándares ($r=.461$, $p=.01$), orden ($r=.744$, $p=.01$) y discrepancia ($r=.657$, $p=.01$).

4.4. *Evidencias externas de validez.*

Se observaron diferencias significativas entre hombres y mujeres en *AE* ($t=-2,24$; $p=.02$; $d=-0,33$) y *O* ($t=-2,64$; $p=.01$; $d=-0,5$), mas no así en *D* (Ver Tabla 3). De acuerdo a los criterios de Cohen (1988), el tamaño de efecto resulta débil a moderado para estos resultados. Por otra parte, las correlaciones de las subescalas con la operacionalización de rendimiento académico fueron débiles y no resultaron significativas a nivel estadístico (Ver Tabla 4).

Tabla 4.

Matriz de intercorrelaciones entre las subescalas de la APS-R y promedio de las últimas 2 notas de la última materia cursada.

Variable	1	2	3	4
1- Altos Estándares	-			
2- Orden	0,273 **	-		
3- Discrepancia	0,342 **	0,140	-	
4- Promedio notas	0,206	-0,270	0,102	-

Nota: ** La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

5. Discusión.

El objetivo general de este estudio ha sido el de presentar las propiedades psicométricas del instrumento en una muestra de estudiantes universitarios argentinos a los fines de arribar a una adaptación en nuestro medio cultural. Se obtuvo una escala con niveles adecuados de consistencia interna que conservan la estructura factorial de la escala original. El presente trabajo, junto a los de Wang (Wang, Slaney, & Rice, 2007; Wang, Yuen, & Slaney, 2009) y Li, Baoyong, Xiuge, & Yuchen (2007), resulta uno de los primeros en estudiar y adaptar la escala APS-R en lenguas y contextos distintos a los de su idioma original, comenzando a cubrir así en parte la necesidad de estudios culturales diversos para el perfeccionismo evaluados con esta escala (Mobley, et al., 2005).

Por otra parte, para determinar la estructura factorial de la APS-R, se han probado diferentes soluciones factoriales y se decidió retener la opción de tres factores como la más representativa y parsimoniosa del instrumento original y del modelo teórico subyacente. La utilización de un análisis paralelo permitió descartar un cuarto factor, de forma casi idéntica al estudio de Wang y colaboradores (2009), lo cual sugiere que la existencia de este cuarto factor carece de importancia teórica ya que es menor a la sumatoria de datos aleatorios.

A su vez, como se puede observar a lo largo de los resultados, los reactivos que presentan mayores problemas, son los que pertenecen a la subescala de *AE*. Los reactivos 1, 8 y 18 poseen un adecuado pero bajo nivel de discriminación (ver Tabla 1). Estos mismos reactivos, si bien presentan valores aceptables de asimetría, también son los que más se alejan de una distribución normal. Más aún, luego de la rotación utilizada, se puede observar que los reactivos 18 (“*Trato de dar lo mejor de mi en todo lo que hago*”), 5 (“*Si uno no espera lo*

mejor de si mismo, nunca triunfará”), y 12 (“*Me impongo estándares muy elevados*”) son los que continúan con saturaciones dobles. Mantenerlos en el análisis obedece a múltiples razones. En primer lugar, como se ha podido observar en la Tabla 2, excluirlos disminuye la consistencia interna y reduce la subescala a la mitad de sus reactivos originales. De hecho, se puede notar en la solución sin los reactivos, que disminuye el autovalor de este factor de forma tal que pasa a ser el último en importancia, perdiendo así consistencia con la teoría original planteada que subyace al instrumento. En segundo lugar, sus cargas están próximas a los valores de saturación propuestos por los autores (.45 en un factor y menos de .35 en cualquier otro): el reactivo 12 está entre .59 para *AE* y .41 para *D*, mientras que el 18 está entre .54 para *AE* y .36 para *O*. El reactivo 5 es el único q no alcanza una adecuada saturación adecuada (.37 para *AE*) pero su mayor correlación se da con el factor adecuado a nivel teórico y psicométrico.

Por otro lado, Vandiver y Worrell (2002) destacan que la APS-R no es una escala tradicional de perfeccionismo sino que está diseñada para captar el aspecto positivo y negativo del constructo. Es así que sus subescalas pueden considerarse, también, escalas independientes dentro de un mismo instrumento. Las subescalas de *AE* y *O* configuran el primer aspecto, mientras que *D* es representativa del perfeccionismo negativo (Rice, Ashby, & Slaney, 2007; Suddarth & Slaney, 2001). Los resultados del presente trabajo permiten, pues, apoyar adecuadamente la estructura factorial del perfeccionismo negativo. Posteriores trabajos deberían indagar soluciones alternativas para *AE*, ya sea utilizando una nueva muestra y replicando los resultados, tanto como utilizando un análisis factorial confirmatorio (Boomsma & Hoogland, 2001). Otra alternativa también podría ser generar nuevos reactivos que presenten mejores características psicométricas en nuestra población y mantengan el sentido teórico.

Por otro lado, si bien los autores de la escala original (Slaney et al., 2001), utilizan una solución oblicua, la decisión de retener una solución ortogonal de este estudio resulta adecuada teniendo en cuenta que, más allá de haber sido elegida en otros estudios (Vandiver & Worrell, 2002), el promedio de la intercorrelación entre factores es bajo (.241) y se recomienda utilizar este tipo de soluciones para intercorrelaciones menores a .32 o .30 (Tabachnick & Fidell, 2001; Pett, Lackey & Sullivan, 2003).

A su vez, los coeficientes de consistencia interna para la escala fueron similares, e incluso superiores, a otras versiones adaptadas de la escala (por ejemplo, .823 de la versión

china de Li1, Baoyong, Xiuge1, & Yuchen, 2007). La confiabilidad para *D*, por ejemplo, posee coeficientes casi idénticos con la escala original (Slaney et al. 2001). La estabilidad temporal del instrumento también arrojó resultados positivos aunque ligeramente inferiores a otros estudios (Grzegorek et al., 2004; Rice & Aldea, 2006). Sería interesante, en este punto, probar la estabilidad del instrumento con intervalos mayores a diez semanas puesto que hasta ahora no existen datos al respecto.

Por otro lado, es destacable mencionar que se encontró una correlación positiva entre *AE* y *D*, distinta a investigaciones previas (Slaney et al, 2001. Grzegorek et al., 2004) lo cual podría indicar cierto solapamiento entre dimensiones. Esta diferencia también fue encontrada en el estudio de Wang et al. (2005), lo cual podría indicar que para muestras diferentes a las americanas, la percepción de poseer altos estándares no estaría muy diferenciada de la percepción de la discrepancia. Este dato podría representar una primera aproximación para explicar la alta prevalencia de perfeccionismo desadaptativo en muestras universitarias argentinas (Arana et al., 2009 enviado para publicación).

En cuanto a las diferencias encontradas por género, se puede indicar que las mujeres tienden a ser más perfeccionistas que los varones. Más allá de esto, se observan diferencias significativas para *AE* y *O* (siendo esta última una diferencia con un tamaño de efecto moderado), pero no así para *D*, lo cual sugiere que la expresión de un perfeccionismo desadaptativo es un fenómeno independiente del género. Tomando las subescalas mencionadas, podría concluirse también que las mujeres tendrían un mayor perfeccionismo positivo, en coherencia con el estudio de Strahan (2003). De todas maneras, estos resultados deberían interpretarse cautelosamente puesto que la muestra es en su mayoría femenina. Futuras investigaciones podrían indagar mejor este fenómeno, que en la literatura se muestra dispar (véase, por ejemplo, en Stoeber & Stoeber, 2009, o Hill, Zrull & Turlington, 1997).

Por otro lado, no se han podido obtener evidencias concluyentes acerca de la validez de criterio. Si bien el resultado de este estudio es distinto al de otras investigaciones (Accordino, Accordino, & Slaney, 2000; Braver ,1996; Wade ,1998) las medidas de desempeño académico utilizadas fueron distintas. La ausencia de correlación importante entre las variables de perfeccionismo y rendimiento académico quizás pueda deberse a la forma en que se operacionalizó la medida, que posiblemente no sea representativa del aspecto integral del mismo. Una alternativa consistiría en poder obtener el promedio académico real de cada alumno, en lugar de obtener un autorreporte de las últimas calificaciones.

Más allá de las limitaciones de la solución factorial antes mencionada, se puede agenciar que los resultados de este estudio son correlacionales y no causales, y que la muestra fue reducida a estudiantes universitarios, en su mayoría mujeres, y limita su generalizabilidad.

Finalmente, se destaca la importancia de adaptar esta escala a la población universitaria local, puesto que permitirá contrastar empíricamente los modelos teóricos que intentan explicar las relaciones entre estos constructos, y hará valer a los profesionales de la salud mental de una herramienta nueva para el proceso de detección de casos desadaptativos de perfeccionismo que necesiten de asesoramiento psicológico profesional.

6. Agradecimientos.

Los autores desean agradecer a las licenciadas Luz Scappatura y Adriana Lago, por su colaboración en la primera fase de adaptación del instrumento, tanto como a los licenciados Ana Maglio y Luis Furlán, por su asesoramiento psicométrico en el desarrollo de los análisis estadísticos.

Referencias.

- Accordino, D. B., Accordino, M. P., & Slaney, R. B. (2000). An investigation of perfectionism, mental health, environment, and achievement motivation in adolescents. *Psychology in the Schools, 37*, 535-545.
- Alden, L. E., Bieling, P. J., & Wallace, S. T. (1994). Perfectionism in an interpersonal context: A self-regulation analysis of dysphoria and social anxiety. *Cognitive Therapy and Research, 18*, 297-316.
- Arana, F. G., Scappatura, M. L., Lago A. E., & Keegan, E. G. (2006), Traducción y adaptación de una medida multidimensional de perfeccionismo: la escala APS-R (Almost Perfect Scale Revised). Fase preliminar. *Memorias de las XIII Jornadas de Investigación y Segundo Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR: Paradigmas, métodos y técnicas, 3*, 22-24.
- Arana, F. G., Scappatura, M. L., Miracco, M. C., Elizathe, L. S., Rutzstein, G., & Keegan, E. G. (2009). *Un estudio sobre perfeccionismo en estudiantes universitarios argentinos: resultados preliminares en estudiantes de Psicología*. Manuscrito enviado para su publicación al Anuario de Investigaciones en Psicología.
- Ashby, J. S., & Rice, K. G. (2000). *Perfectionism, dysfunctional attitudes, and self-esteem: A structural equations analysis*. Manuscript submitted for publication.

- Ashby, J., & Kottman, T., & Schoen, E. (1998). Multidimensional perfectionism and eating disorders. *Journal of Mental Health Counseling*, 20, 261-271.
- Blatt, S. J. (1995). The destructiveness of perfectionism: Implications for the treatment of depression. *American Psychologist*, 50, 1003-1020.
- Braver, M. L. (1996). *Distinguishing normal and pathological perfectionism in college students: Dimensions of the Almost Perfect Scale–Revised and patterns of relationship with academic performance and psychological functioning*. Unpublished dissertation, The Pennsylvania State University, University Park.
- Cattell, R. (1966). The Scree Test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 141-161.
- Chang, E. C., & Rand, K. L. (2000). Perfectionism as a predictor of subsequent adjustment: Evidence for a specific diathesis-stress mechanism among college students. *Journal of Consulting Psychology*, 47, 129-137.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Dunkley, D. M., Zuroff, D. S., & Blankstein, K. R. (2003). Self-critical perfectionism and daily affect: Dispositional and situational influences on stress and coping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 234-252.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Endler, N. S., & Tassone, C. (1995). Perfectionism and components of state and trait anxiety. *Current Psychology: Developmental, Learning, Personality, Social*, 13, 326-350.
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive therapy and research*, 14, 449-468.
- George, D., & Mallery, M. P. (2001). *Using SPSS for windows step by step: A simple guide and reference*. Boston, MM: Allyn and Bacon.
- Gilman, R., Ashby, J. S., Sverko, D., Florell, D., Varjas, K. (2005). The relationship between perfectionism and multidimensional life satisfaction among Croatian and American youth. *Personality and Individual Differences*, 39, 155-166.
- Gilman, R., & Ashby, J. S. (2004). Multidimensional perfectionism in a sample of middle school students: An exploratory investigation. *Psychology in the Schools*, 40, 677-689.
- Grzegorek, J. L., Slaney, R. B., Franze, S., & Rice, K. G. (2004). Self-criticism, dependency, self-esteem, and grade point average satisfaction among clusters of perfectionists and non-perfectionists. *Journal of Counseling Psychology*, 51, 192-200.
- Hamachek, D. E. (1978). Psychoanalysis of normal and neurotic perfectionism. *Psychology*, 15, 27-33.

- Haring, M., Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (2003). Perfectionism, coping, and quality of intimate relationships. *Journal of Marriage & Family, 65*, 143-158.
- Hewitt, P. L., & Dyck, D. G. (1986). Perfectionism, stress, and vulnerability to depression. *Cognitive Therapy and Research, 10*, 137-142.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology, 60*, 456-470.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Ediger, E. (1996). Perfectionism and depression: Longitudinal assessment of a specific vulnerability hypothesis. *Journal of Abnormal Psychology, 105*, 276-280.
- Hill, R. W., Zrull, M. C., & Turlington, S. (1997). Perfectionism and interpersonal problems. *Journal of Personality Assessment, 69*, 81-103.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the numbers of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185.
- Johnson, D. P., & Slaney, R. B. (1996). Perfectionism: Scale development and a study of perfectionistic clients in counseling. *Journal of College Student Development, 37*, 29-41.
- Juster, H. R., Heimberg, R. G., Frost, R. O., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Faccenda, K. (1996). Social phobia and perfectionism. *Personality and Individual Differences, 21*, 403-410.
- Li, Y., Baoyong, L., Xiuge, Z., & Yuchen, W. (2007). The Chinese version of the Almost Perfect Scale-Revised. *Acta Phytotaxonomica Sinica, 5*, 139-144
- Mobley, M., Slaney, R. B., & Rice, K. G. (2005). Cultural validity of the almost perfect scale-revised for African American collage students. *Journal of Counseling Psychology, 52*, 629-639.
- Mongrain, M. & Blackburn, S. (2005). Cognitive vulnerability and lifetime risk for major depression in graduate students. *Cognitive Therapy and Research, 29*, 747-768.
- Muñiz, J. & Hambleton, R.K. (1996) Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Papeles del Psicólogo, 66*, 63-70.
- Pett, M. A., Lackey, N. R., & Sullivan, J. J. (2003). *Making sense of factor analysis: The use of factor analysis for instrument development in health care research*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Real Academia Española (2009). 22ma Edición Diccionario de la Lengua Española. Consultado el 4/4/09 en <http://corpus.rae.es/creanet.html>.
- Rice, K. G., & Lapsley, D. K. (2001). Perfectionism, coping, and emotional adjustment. *Journal of College Student Development, 42*, 157-168.
- Rice, K. G., Lopez, F. G., & Vergara, D. (2005). Parental/social influences on perfectionism and adult attachment orientations. *Journal of Social and Clinical Psychology, 24*, 580-605.

- Rice, K. G., & Aldea, M. A. (2006). State dependence and trait stability of perfectionism: A short-term longitudinal study. *Journal of Counseling Psychology*, *53*, 205-213.
- Rice, K. G., Ashby, J. S., & Slaney, R. B. (2007). Perfectionism and the five factor model of personality. *Assessment*, *14*, 385-398.
- Rice, K. G., Ashby, J. S., & Slaney, R. B. (1998). Self-esteem as a mediator between perfectionism and depression: A structural equations analysis. *Journal of Counseling Psychology*, *45*, 304-314.
- Rice, K. G., Ashby, J. S., & Slaney, R. B. (1998). Self-esteem as a mediator between perfectionism and depression: A structural equations analysis. *Journal of Counseling Psychology*, *45*, 304-314.
- Rice, K., & Slaney, R. (2002). Clusters of Perfectionistics: Two Studies of Emotional Adjustment and Academic Achievement. *Measurement & Evaluation in Counseling & Development*, *35*, 35.
- Shaw, B. F. & Segal, Z. V. (1999). Efficacy, indications, and mechanisms of action of cognitive therapy of depression. En D. S Janowsky (Ed.) *Psychotherapy indications and outcomes* (pp. 173-196) Washington, DC: American Psychiatric Press.
- Slaney, R.B., & Johnson, D.G. (1992). *The Almost Perfect Scale*. Unpublished manuscript, The Pennsylvania State University.
- Slaney, R. B., Chadha, N., Mobley, M., & Kennedy, S. (2000). Perfectionism in Asian Indians: Exploring the meaning of the construct in India. *The Counseling Psychologist*, *28*, 10-31.
- Slaney, R. B., Mobley, M., Trippi, J., Ashby, J. S., & Johnson, D. (1996). *Almost Perfect Scale-Revised*. Escala no publicada, The Pennsylvania State University, University Park.
- Slaney, R. B., Rice, K. G. Mobley, M. Trippi, J., & Ashby, J. S. (2001). The revised Almost Perfect Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *34*, 130-145.
- Stoeber, J. & Stoeber, F. S. (2009). Domains of perfectionism: Prevalence and relationships with perfectionism, gender, age, and satisfaction with life. *Personality and Individual Differences*, *46*, 530-535.
- Strahan, E. Y. (2003). The effects of social anxiety and social skills on academic performance. *Personality and Individual Differences*, *34*, 347-366.
- Suddarth, B. H., & Slaney, R.B. (2001). An investigation of the dimensions of perfectionism in college students. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *34*, 157-165.
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Boston: Ally and Bacon.
- Tyrka A. R., Waldron, I., Graber J. A., Brooks-Gunn, J. (2002). Prospective predictors of the onset of anorexic and bulimic syndromes. *International Journal of Eating Disorders*, *32*, 282-90.

- Vandiver, B. & Worrell, F. (2002). The Reliability and Validity of Scores on the Almost Perfect Scale-Revised with Academically Talented Middle School Students. *Journal of Secondary Gifted Education, 13*, 108-19.
- Wade, J. C. (1998) Perfectionism in adult children of alcoholics, adult children from dysfunctional but non-alcoholic families, and adults from nondysfunctional families. *Dissertation Abstracts International 58*, 3937-B.
- Wang, K. T., Yuen, M., & Slaney, R. B. (2005). *Perfectionism in Chinese High School Students from Hong Kong*. Poster presented at the American Psychological Association Annual Convention, Washington, DC.
- Wang, K. T., Yuen, M., & Slaney, R. B. (2008). Perfectionism, Depression, Loneliness, and Life Satisfaction. A Study of High School Students in Hong Kong. *The Counseling Psychologist, 37*, 249-274.
- Wang, K. T., Slaney, R. B., & Rice, K. G. (2007). Perfectionism in Chinese university students from Taiwan: A study of psychological well-being and achievement motivation. *Personality and Individual Differences, 42*, 1279-1290.
- Wang, K. T., Yuen, M., & Slaney, R. B. (2009). Perfectionism, Depression, Loneliness, and Life Satisfaction: A Study of High School Students in Hong Kong. *The Counseling Psychologist, 37*, 249-274.