



PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE CONTROL PSICOLÓGICO ORIENTADO A LA DEPENDENCIA Y A LA AUTOCRÍTICA (DAPCS-S) EN ADOLESCENTES TARDÍOS DE LIMA

Rafael Gargurevich¹

Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú

Bart Soenens

Universidad de Gante, Bélgica

Lennia Matos

Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú

RESUMEN

Se estudiaron las propiedades psicométricas de la Escala de control psicológico orientado a la Dependencia y a la Autocrítica adaptada al Perú (DAPCS-S) en una muestra de adolescentes tardíos de Lima. Se aplicó el cuestionario DAPCS-S a una muestra de 292 participantes de dos universidades privadas. Se estudió la estructura interna de la escala mediante el uso de diversos análisis factoriales exploratorios y confirmatorios. Los resultados mostraron que la estructura bifactorial (Control psicológico orientado a la Dependencia y a la Autocrítica) propuesta por los autores de la DAPCS (Soenens et al., 2010) pudo ser reproducida satisfactoriamente. Los resultados del establecimiento de la validez convergente y discriminante de la escala fueron de acuerdo con lo esperado. Finalmente, la confiabilidad de las escalas de control psicológico fue satisfactoria.

Palabras Clave:

Control psicológico, Dependencia, Autocrítica, Estilos de crianza.

ABSTRACT

The psychometric properties of the Dependency and Achievement Psychological Control scale adapted for Peru (DAPCS-S) were studied in a sample of adolescents. The DAPCS-S was applied to a sample of 292 late adolescents from two private universities. The internal structure of the scale was studied by several exploratory and confirmatory factor analyses. Results showed that it was possible to reproduce the bifactorial structure (Dependency and achievement psychological control) of the DAPCS proposed by the authors (Soenens et al., 2010). Results regarding the convergent and discriminant validity of the scale were as expected. Reliability of the both psychological control scale were also satisfactory.

Key words:

Psychological control, Dependency, Self-Criticism, Parenting style.

¹ Correspondence about this article should be addressed to Rafael Gargurevich, Email: rgargurevich@pucp.pe.

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE DEPENDENCY-ORIENTED AND ACHIEVEMENT-ORIENTED PSYCHOLOGICAL CONTROL SCALE IN LATE ADOLESCENTS FROM LIMA

El control psicológico es un constructo muy relevante en la literatura sobre crianza que está recibiendo cada vez más atención (Barber & Xia, 2013; Soenens, Vansteenkiste, & Luyten, 2010; Barber 1996). El control psicológico hace referencia a las conductas manipulativas que los padres utilizan (culpa, vergüenza, retiro del amor, etc.) para presionar a sus hijos y así lograr que hagan lo que ellos desean (Barber, 1996; Soenens, et al., 2010).

Estas conductas parentales pueden tener consecuencias negativas en los hijos. Por ejemplo, el control psicológico ha sido asociado significativamente con diversas variables negativas en niños y adolescentes tales como baja autoestima, soledad, depresión, ansiedad, entre otros (Barber & Harmon, 2002; Soenens et al., 2010; Barber, 1996; Pettit & Laird, 2002; Soenens, Vansteenkiste, Duriez, & Goossens, 2006).

En años recientes Soenens et al. (2010), han planteado que el control psicológico no es un constructo unitario sino que pueden existir diversos tipos de control psicológico. Así, Soenens et al. (2010) han separado el control psicológico en dos grandes áreas cualitativamente diferentes. Uno de ellos centrado en las relaciones interpersonales al que llamaron, “Control psicológico orientado a la dependencia” (CPD) y otro relacionado con los logros personales al que llamaron “Control psicológico orientado a la autocrítica” (CPA).

Estos dos tipos de control psicológico están basados en la teoría de personalidad de Sydney Blatt (1976, 2004) quien ha planteado que existen en las personas dos grandes dimensiones o líneas de desarrollo que se dan en paralelo: la línea de desarrollo interpersonal o relacional, y la línea de auto-definición o de logro personal. La línea de desarrollo interpersonal está involucrada con la capacidad de establecer relaciones maduras y significativas, mientras que la línea de autodefinición está relacionada con la capacidad de establecer un concepto de sí mismo realista (Blatt, 2004).

Así, basados en la teoría de Blatt (2004), Soenens et al. (2010) definieron al CPD como aquellas conductas que los padres utilizarían para tener a sus hijos cerca física y emocionalmente (asegurando dependencia en los hijos), mientras que CPA sería utilizada por los padres para que sus hijos cumplan con sus estándares de logro (asegurando autocrítica en los hijos si no se llega a los estándares planteados). De esta manera, los padres usarían CPD para restringir la autonomía de sus hijos cuando ven que se alejan o toman distancia de ellos o de la familia (por ejemplo, este sería el caso de padres sobreprotectores o posesivos). En el caso de CPA, los padres utilizarían tácticas para inducir culpa o vergüenza en sus hijos para que lleguen a las metas y obtengan los logros deseados por ellos (Soenens et al., 2010; Mantzouranis, Zimmermann, Mahaim, & Favez, 2012).

En consistencia con esta diferencia del control psicológico, Soenens et al. (2010) desarrollaron el DAPCS (*Dependency and Achievement Psychological Control Scale*), traducida al español en la presente investigación como “Escala de Control Psicológico orientado a la Dependencia y a la Autocrítica (DAPCS-S)”. El DAPCS considera los dos aspectos de control psicológico planteados anteriormente (Dependencia y Autocrítica), mediante la evaluación de la percepción de los participantes acerca de las conductas de sus padres en estas dos dimensiones (madre y padre son evaluados por separado).

El DAPCS ha demostrado buenas propiedades psicométricas en los diferentes países en los que se ha utilizado (Bélgica, Korea del Sur, Suiza) comprobándose así que es una escala que puede diferenciar entre las dos dimensiones de control psicológico planteadas por el instrumento (Soenens et al., 2010; Soenens, Park, Vansteenkiste, & Mouratidis, 2012; Mantzouranis, et al., 2012).

Propiedades psicométricas del DAPCS

Los autores de la prueba (Soenens et al., 2010) exploraron la estructura factorial del DAPCS mediante un análisis de componentes principales (rotación Promax) y encontraron dos componentes que identificaron como las dimensiones de dependencia y autocrítica (para los puntajes maternos y paternos por separado). Sin embargo tres ítems no alcanzaron cargas



factoriales mayores a .40 y fueron eliminados por lo que la propuesta inicial del instrumento de 20 ítems se redujo a 17 (8 en la subescala de dependencia y 9 en la subescala de autocrítica).

La estructura bifactorial de la prueba (con 17 ítems) fue confirmada mediante el análisis factorial confirmatorio (no se calcularon cargas factoriales compartidas ni se correlacionaron errores de covarianza). Los modelos factoriales para los puntajes maternos ($\chi^2(118) = 260.93$; RMSEA = .06; SRMR = .06; CFI = .99) y paternos ($\chi^2(118) = 262.86$; RMSEA = .06; SRMR = .06; CFI = .98) demostraron un modelo adecuado de dos factores (CPD y CPA). Las cargas factoriales en el modelo materno fluctuaron entre .57 y .90 ($p < .001$), y en el caso del modelo paterno las cargas factoriales fluctuaron entre .53 y .87 ($p < .001$). Con base en los resultados del AFC se calculó la confiabilidad de la escala y se hallaron coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach de .87 y .93 para las escalas maternas de CPD y CPA, y de .84 y .91 para las escalas paternas de CPD y CPA (Soenens et al., 2010). Además, utilizando la metodología de estimación de la confiabilidad plateada por Leone, Perugini, Bagozzi, Pierro, and Mannetti (2001), el que se interpreta de manera similar al alfa de Cronbach, se encontraron coeficientes de confiabilidad de .87 y .93 para las escalas de dependencia y autocrítica de las puntuaciones maternas y para el caso de las puntuaciones paternas se encontraron coeficientes de .84 y .91 para dependencia y autocrítica.

Para comprobar la validez convergente y discriminante de la escala Soenens et al. (2010), realizaron correlaciones entre las escalas de control psicológico orientado a la dependencia y la autocrítica (puntuaciones paterna y maternas) con las puntuaciones paterna y materna de control psicológico de la escala Escala de Auto-reporte de Control Psicológico-Jóvenes (PCS-YSR; Barber, 1996), y con la subescala de Autonomía de la Escala de Percepción Parental (PPS; Grolnick, Ryan, & Deci, 1991). Los resultados de estos análisis fueron de acuerdo a lo esperado. Al ser constructos afines, las escalas de control psicológico de las puntuaciones paternas y maternas del DAPCS correlacionaron positivamente con la escala de control psicológico PCS-YSR, y lo hicieron negativamente con la subescala de autonomía de la PPS, ya que son constructos opuestos (Soenens et al., 2010).

Adicionalmente, para profundizar en la validez convergente y discriminante de la escala, Soenens et al. (2010) realizaron correlaciones con la Escala Multidimensional de Perfeccionismo de Frost (Frost, Marten, Lahart, & Rosenblate, 1990) y con la subescala de Aglutinamiento del Inventario de Auto-reporte de Funcionamiento Familiar de Colorado (Bloom, 1985). Estas correlaciones también fueron de acuerdo a lo esperado. En las puntuaciones maternas y paternas, la escala de CPD correlacionó positivamente con la escala de Aglutinamiento, lo que era de esperarse dada la naturaleza relacional de ambos constructos, y obtuvo correlaciones más altas que las alcanzadas entre las escalas de CPA con Aglutinamiento. Con respecto a la escala de CPA, las escalas de las puntuaciones maternas y paternas correlacionaron positivamente con la escala de Perfeccionismo (lo que era de esperar dado el contenido asociado a la consecución de logros de ambos constructos), y estas correlaciones fueron mayores que las alcanzadas por las correlaciones entre la escala de CPD (Soenens et al., 2010). De esta manera se logró demostrar que la escala poseía validez convergente y discriminante.

Más adelante, la estructura factorial de la prueba fue reproducida en un estudio realizado en estudiantes Belgas y Koreanos (Soenens et al., 2012). La DAPCS fue aplicada en dos muestras de estudiantes, una en Bélgica con 290 participantes de edades entre 14 y 18 ($M = 16.1$) y la otra el Korea del Sur con 321 participantes de edades entre 15 y 18 ($M = 16.1$). Los análisis factoriales iniciales de ambos países mostraron disconformidades en la muestra de Korea y se retiraron 3 ítems por lo que se exploró la estructura factorial de la prueba con siete ítems para cada dimensión. Los resultados para la muestra completa (ambos países juntos) fue satisfactorio tanto para las puntuaciones maternas ($SB-\chi^2(118) = 378.56$; RMSEA = .061; SRMR = .051; CFI = .91) como paternas ($SB-\chi^2(118) = 371.69$; RMSEA = .060; SRMR = .053; CFI = .92).

La validez convergente y discriminante de la escala en ambos países fue comprobada tanto en Korea como en Bélgica ya que se encontraron correlaciones similares a las reportadas en Soenens et al. (2010), es decir, las puntuaciones paternas y maternas de las escalas CPD y CPA correlacionaron positivamente con la escala de Control Psicológico (PCS-YSR; Barber,

1996) y negativamente con la escala de Apoyo a la Autonomía (PPS, Grolnick, et al., 1991). Además, en las muestras recogidas se hallaron coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach de entre .83 y .92 para las escalas de la prueba (Soenens et al., 2012).

Además la DAPCS ha sido estudiada en una muestra de estudiantes suizos (Mantzouranis, et al., 2012). Al igual que en los estudios anteriores se logró confirmar la estructura bifactorial del DAPCS, esta vez en una muestra 291 adolescentes tardíos (estudiantes) con una media de 21.95 años. Debido a que se realizaron varios análisis de diversos grupos, los autores presentaron las medias de los índices de ajuste (Mantzouranis, et al., 2012). Los índices de ajuste del modelo fueron satisfactorios para la puntuación materna (media del $\chi^2(8) = 23.12-25.00$, media de GFI = .97, media de AGFI = .92, media de CFI = .98, media de SRMR = .04, media de RMSEA = .09) y paterna (media del $\chi^2(8) = 18.61-22.67$, media de GFI = .97, media de AGFI = .93, media de CFI = .98, media de SRMR = .06, media de RMSEA = .08).

La validez convergente y discriminante de la escala fue comprobada nuevamente ya que se hallaron correlaciones similares a las reportadas en Soenens et al. (2010) y en Soenens et al. (2012), es decir, nuevamente las puntuaciones paternas y maternas de las escalas CPD y CPA correlacionaron positivamente con la escala de Control Psicológico (PCS-YSR; Barber, 1996) y negativamente con la escala de Apoyo a la Autonomía (PPS, Grolnick, et al., 1991). Adicionalmente se hallaron coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach de .82 y .78 para las escalas materna y paterna de CPD, y .93 para ambas escalas paterna y materna de la escala CPA.

El presente estudio

En el Perú y en América Latina el control psicológico no ha sido aún estudiado como un constructo independiente como se ha venido haciendo en otros países (Barber & Harmon, 2002; Soenens et al., 2010). En cambio, se han llevado a cabo diversas investigaciones sobre estilos de crianza o estilos parentales (Izzedin, & Pachajoa, 2009; González-Vigil 2008; Canales, 2000, Panez, 1989, Merino, Díaz y DeRoma, 2009) en las que se incluyeron instrumentos que poseen algún tipo de evaluación del control parental, como sería el caso de la subescala de Coerción en el Inventario de Conducta Parental (Lovejoy, Weis, O'Hara, & Rubin, 1999; Merino, Casapía, & DeRoma, 2004), o la subescala de Control conductual en la Escala de Estilos de Crianza de Steinberg (Lamborn, Mounts, Steinberg & Dornbusch, 1991; Merino & Arndt, 2004, Huamán, 2012).

Una de las razones por las que puede no haberse realizado investigaciones sobre el tema específico del control psicológico en el Perú, puede deberse (en parte) a la falta de un instrumento de evaluación que tenga propiedades psicométricas aceptables en el contexto peruano (y este podría ser el caso en otros países de América Latina). Hasta donde se tiene conocimiento, el DAPCS no ha sido traducido anteriormente al español y sus propiedades psicométricas no han sido exploradas en el Perú, América Latina, por lo que este sería el primer estudio en llevarse a cabo con el DAPCS en países de Latinoamérica. Así, la presente investigación desea colaborar con ese fin mediante el establecimiento de la validez y la confiabilidad de la DAPCS traducido al español (DAPCS-S), un instrumento desarrollado para evaluar dos dimensiones de control psicológico de manera específica.

Método

Participantes

Un total de 292 adolescentes y adolescentes tardíos respondieron los cuestionarios. La edad media de los participantes fue de 18.67 ($DE = 1.83$) y el rango de edades fue de 16 a 25 años. La mayoría de ellos fueron de género femenino ($N = 175$, 59.9%) mientras que el resto lo era de género masculino ($N = 109$, 37.3%), y 2.7% ($N = 8$) no indicaron su género. La presente muestra fue recolectada de dos universidad privadas, 208 (71.2%) de la Universidad A, y 84 (28.8%) de la B.



La mayoría de ellos estaba en el segundo ciclo de su carrera ($N = 182$, 62.3%) y el promedio del ciclo en el que estaban los estudiantes fue de 3.23 ($DE = 1.83$). La gran mayoría de los participantes reportó haber asistido a un colegio privado ($N = 171$, 58.6%) mientras que una minoría lo hizo a un colegio público ($N = 29$, 9.9%), y 92 estudiantes (35.5%) no respondieron la pregunta. Con relación a la educación de sus padres la mayoría de las madres obtuvo una educación técnica ($N = 70$, 24%) o universitaria ($N = 68$, 23.3%), y en el caso de los padres 92 de ellos (65.1%) tuvieron una educación universitaria mientras que 47 de ellos (16.1%) siguieron una educación técnica (hubo un alto porcentaje de alumnos que no respondieron esta pregunta (29.5% para padres y 34.9% para madres)).

A pesar de que participantes pertenecían a universidades privadas existirían entre ellas diversos aspectos que podrían evidenciar que sus estudiantes pertenecerían a niveles socioeconómicos diferentes. Por ejemplo, la en la Universidad B los servicios educativos son más costosos que en la A, lo que se iría acompañado de diferencias con respecto a la zona geográfica en que se encuentra la institución, la infraestructura, el equipamiento, y el prestigio de la institución (Antonioli, 2009; AméricaEconomía, 2014). La educación de los padres podría ser considerado también un elemento importante en el establecimiento del nivel socioeconómico de las familias de donde provienen los alumnos dado que aquellos con mayores niveles educativos reportan mayores ingresos económicos (Díaz, 2008). La mayoría de padres de la Universidad B poseían estudios superiores (completos), tanto padres ($N = 84$, 100%) como madres ($N = 65$, 77.39%), mientras que en el Universidad A estos indicadores fueron menores tanto para padres ($N = 92$, 31.5%) como para madres ($N = 68$, 23.29%). En la universidad A se reportan también que hay varios padres ($N = 18$, 16%) y madres ($N = 28$, 9.59%) que solo han cursado estudios secundarios y hasta se reportan casos de no haber recibido educación formal o haber terminado el colegio ($N = 3$, 1.03% para padres y $N = 4$, 1.36% para madres).

Instrumentos

Escala de Control Psicológico orientado a la Dependencia y a la Autocrítica traducida al español (DAPCS-S, Gargurevich, Soenens & Matos, 2015). La DAPCS-S consta de 17 ítems, ocho de ellos representando a la subescala traducida como “Control psicológico orientado a la Dependencia”, y los otros nueve representando a la subescala traducida como “Control Psicológico orientado a la Autocrítica”. A pesar de haber sido traducida, se decidió mantener las siglas de la prueba original, ya que otros estudios realizados en Korea y Suiza han mantenido las siglas originales. Para distinguirla de otras versiones de la prueba se decidió incorporar al nombre ya existente la letra “S” para identificarla como la versión en español.

Escala de Auto-reporte de Control Psicológico-Jóvenes (Barber, 1996). Originalmente llamada *Psychological Control Scale-Youth Self Report* (PCS-YSR), esta escala ha sido traducida al español para el presente estudio. La PCS-YSR evalúa el control psicológico paterno y materno y como en Soenens et al. (2010), esta escala fue utilizada para investigar la validez convergente de la DAPCS-S. Se esperaba entonces que las escalas de ambas pruebas correlacionen positivamente, tanto para las puntuaciones maternas y paternas. En el presente estudio la escala PCS-YSR mostró validez y confiabilidad. El análisis de componentes principales dio como resultado la presencia de un solo componente que explicó el 37% de la varianza en las puntuaciones maternas y (las cargas factoriales se encontraron entre .77 y .46) y el 37% de la varianza para las puntuaciones paternas (las cargas factoriales se encontraron entre .71 y .52). Los coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach de la prueba alcanzaron .72 y .75 para las puntuaciones paternas y maternas respectivamente. Un ítem de ejemplo de esta escala es, “Mi padre/madre me culpa de los problemas de otros miembro de la familia”.

Escala de Percepción Parental (Grolnick, Ryan, & Deci, 1991). Originalmente llamada *Perceptions of Parents Scale* (PPS) esta escala posee una subescala de Apoyo la Autonomía (con puntuaciones separadas para madres y padres) que fue traducida para este estudio y al igual que Soenens et al. (2010), fue utilizada para investigar la validez

discriminante de la escala. Es de esperar que los puntajes de control psicológico y de apoyo a la autonomía correlacionen negativamente ya que representan constructos opuestos. El análisis de componentes principales mostró que esta escala estuvo compuesta por un componente que explicó 39.57% de la varianza en el caso de las puntuaciones maternas (las cargas factoriales se encontraron entre .73 y .57) y el 42.5% de la varianza para las puntuaciones paternas (las cargas factoriales se encontraron entre .75 to .42). Los coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach de la prueba alcanzaron .76 y .74 para las puntuaciones paternas y maternas respectivamente. Un ítem de ejemplo de esta escala es, “Mi padre me permite tomar decisiones por mí mismo”.

Escala Multidimensional de Perfeccionismo de Frost (Frost, Marten, Lahart, & Rosenblate, 1990). Originalmente llamada *Frost Multidimensional Perfectionism Scale* (MPS) esta escala evalúa la percepción de los adolescentes de cuán demandantes (perfeccionistas) son sus familias. La escala fue traducida al español para el presente estudio y al igual que Soenens et al. (2010) ha sido utilizada para investigar la validez convergente y discriminante de la prueba DAPCS-S. Es de esperar que las puntuaciones maternas y paternas de control psicológico orientado a la autocrítica correlacionen positivamente con la escala de perfeccionismo y que además obtengan correlaciones más altas que las que podrían haber entre la escala de perfeccionismo y la escala de control psicológico orientado a la dependencia.

A pesar de poseer dos escalas, Soenens et al. (2010) mencionan la presencia de evidencia de que la prueba puede poseer un solo factor. Así, en el análisis de componentes principales realizado para este estudio, esta escala se agrupó alrededor de un solo factor que explicó el 38.79% de la varianza y obtuvo cargas factoriales de .71 a .41. El coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach fue de .80. Un ítem de ejemplo de esta escala es, “Mis padres me fijan estándares muy altos”.

Inventario de auto-reporte de Funcionamiento Familiar de Colorado (Bloom, 1985; Manzi, Vignoles, Regalia, & Scabini, 2006). Originalmente llamada *Colorado Self-Report of Family Functioning Inventory*, esta escala mide el funcionamiento familiar en diferentes subescalas y una de ellas es la de aglutinamiento (*enmeshment*) que evalúa la ausencia de barreras y de límites interpersonales en las familias (esta subescala ha sido traducida para el presente estudio). Es de esperar que las puntuaciones maternas y paternas de control psicológico orientadas a la dependencia correlacionen positivamente con la escala de aglutinamiento y que además obtengan correlaciones más altas que las que podrían haber entre la escala de aglutinamiento y la escala de control psicológico orientado a la autocrítica.

En análisis de componentes principales mostró la presencia de un factor que explicó el 27.68% de la varianza y obtuvo cargas factoriales de .74 a .24. El coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach fue de .55. A pesar de no ser un coeficiente alto (Aiken, 2003) se decidió utilizar la escala dado que su uso sería exclusivo para investigación y en estos casos se ha argumentado que es posible utilizar escalas cuyo alfa de Cronbach pueda estar en el rango de a .50 a .60 (Peterson, 1994). Un ítem de ejemplo de esta escala es: “En nuestra familia, se espera que todos conozcan lo que hace el otro”.

Análisis de datos

Para analizar la validez del DAPCS-S se realizó el procedimiento utilizado por Soenens et al. (2010). Primero, en la muestra completa, se realizaron los análisis de componentes principales (rotación Promax) para luego realizar análisis factoriales confirmatorios. Estos análisis se realizaron para las puntuaciones paternas y maternas, y por cada subescala del DAPCS-S por separado y también se llevaron a cabo para los análisis de consistencia interna para comprobar la confiabilidad del DAPCS-S.

Luego de estos análisis, se llevó a cabo un análisis para conocer si existían diferencias significativas en las escalas del DAPCS-S en función de la universidad a la que pertenecían ya que la muestra total estaba confirmada por participantes de dos universidades diferentes. De



existir diferencias significativas se llevarían a cabo análisis de componentes principales por separado, para cada muestra (Universidad A y B). Si luego de realizar estos análisis las dos muestras demostraran tener la misma estructura factorial, entonces se tomarían como una sola para los análisis posteriores, si no fuera así, se llevarían a cabo análisis por separado. Además se llevaron a cabo análisis para conocer si existían diferencias en el control psicológico con respecto al género, dado que por ejemplo Soenens et al. (2010) y Mantzouranis et al. (2012) encontraron que los hombres puntuaron más alto que las mujeres en la escala de control psicológico orientado a la autocrítica (al existir diferencias entre géneros se llevarían a cabo análisis posteriores diferentes).

Finalmente, se llevaron a cabo diversos análisis correlacionales entre las subescalas del DAPCS-S y las escalas seleccionadas de control psicológico, autonomía, perfeccionismo y aglutinamiento para comprobar la validez convergente y discriminante de la prueba.

Resultados

Traducción de instrumentos

El proceso de traducción de los instrumentos utilizados del inglés al español siguió el procedimiento planteado por la International Test Commission (Hambleton, 2001). Como parte de este procedimiento se seleccionaron a dos psicólogos profesionales con amplio conocimiento del idioma inglés que realizaran una traducción de los instrumentos del inglés al español. Una vez concluido ese proceso los traductores se reunieron para buscar integrar ambas traducciones en una sola versión consensuada de los instrumentos en español. Luego de terminarse este proceso se pidió a otra persona con amplio conocimiento del idioma inglés que haga la traducción inversa de las pruebas. Finalmente, ambas versiones de los instrumentos en inglés fueron comparadas (por dos investigadores, incluyendo el primer autor de esta investigación) y coincidieron en que las versiones en inglés tenían el mismo contenido. Ninguno de los traductores se conocía o conocía los instrumentos antes de realizar las traducciones. La escala DAPCS-S puede verse en el Apéndice.

Estructura Interna del DAPCS-S

Para iniciar la exploración de la estructura interna del instrumento en la muestra total se realizó un análisis de componentes principales (rotación Promax) para las puntuaciones paterna y materna. Al realizar los análisis para ambas puntuaciones, se halló un coeficiente Kaiser Meyer Olkin de .94 para las puntuaciones paternas y de .93 para las maternas y el Test de esfericidad de Bartlett fue significativo para los dos puntajes ($p < .001$), lo que indicó que se podrían interpretarse los resultados con los datos obtenidos.

Los resultados de las puntuaciones paternas y maternas dieron como resultados dos componentes. Con respecto a las puntuaciones paternas el primer componente obtuvo un autovalor de 7.98 y el segundo de 7.40, los que explicaron 52.42% y 9.08% de la varianza respectivamente. El primer componente estuvo conformado por nueve ítems que representaban a la dimensión autocrítica, mientras que el segundo componente estuvo conformado por ocho ítems que representaban a la dimensión dependencia. En el caso de los puntajes maternos, el primer componente obtuvo un autovalor de 7.24 y en el caso del segundo componente fue de 5.83, explicando 46.66% y 11.68% de la varianza respectivamente. El primer componente estuvo confirmado por nueve ítems que representaban la dimensión autocrítica y el segundo componente estaba conformado por ocho ítems que representaban a la dimensión de dependencia. Las cargas factoriales de las puntuaciones paternas se encontraron en un rango de .67 y .83 para CPA, y entre .55 y .85 para CPD, y las cargas factoriales para las puntuaciones maternas se encontraron entre .62 y .89 para CPD y entre .45 y .85 para CPA (ver Tabla 1, lado izquierdo).

Para confirmar estas soluciones iniciales se llevaron a cabo los análisis factoriales confirmatorios de la estructura factorial del DAPCS-S. Así, se siguió el procedimiento de análisis desarrollado por los autores del DAPCS, y se comparó la idoneidad del modelo de dos factores (CPD y CPA) con un modelo de un solo factor representado por un constructo unitario

de control psicológico (Soenens et al., 2010). Estos análisis se llevaron a cabo por separado para las puntuaciones paternas y maternas.

Tabla 1

Cargas factoriales del análisis de componentes principales (ACP) y del análisis factorial confirmatorio (AFC) del DAPCS-S para las puntuaciones paternas (Padre) y maternas (Madre)

| | ACP | | | | AFC | | | |
|---------|-------|-----|-------|-----|--------|--------|--------|--------|
| | Padre | | Madre | | Padre | | Madre | |
| | CPA | CPD | CPA | CPD | CPA | CPD | CPA | CPD |
| Item 1 | | .80 | | .72 | | .80*** | | .69*** |
| Item 2 | | .85 | | .80 | | .68*** | | .78*** |
| Item 3 | | .56 | | .45 | | .77*** | | .68*** |
| Item 4 | | .78 | | .85 | | .88*** | | .79*** |
| Item 6 | | .84 | | .85 | | .94*** | | .78*** |
| Item 7 | | .73 | | .65 | | .93*** | | .82*** |
| Item 8 | | .55 | | .51 | | .95*** | | .62*** |
| Item 9 | | .76 | | .59 | | .65*** | | .78*** |
| Item 11 | .71 | | .73 | | .85*** | | .81*** | |
| Item 13 | .81 | | .78 | | .78*** | | .76*** | |
| Item 14 | .67 | | .83 | | .88*** | | .89*** | |
| Item 15 | .83 | | .79 | | .79*** | | .83*** | |
| Item 16 | .81 | | .89 | | .92*** | | .94*** | |
| Item 17 | .79 | | .86 | | .90*** | | .92*** | |
| Item 18 | .81 | | .89 | | .91*** | | .96*** | |
| Item 19 | .79 | | .61 | | .70*** | | .66*** | |
| Item 20 | .79 | | .75 | | .83*** | | .79*** | |

Nota. *** $p < .001$; CPA = Control psicológico orientado a la Autocrítica; CPD= Control psicológico orientado a la dependencia.

Así, diversos análisis factoriales confirmatorios fueron llevados a cabo utilizando Lisrel 8.72 (Jöreskog & Sörbom, 1996). Para evaluar la idoneidad de la estructura factorial del DAPCS-S se siguió la recomendación de Hu y Bentler (1999) quienes sugirieron utilizar la combinación de diversos índices de ajuste. Así, se utilizaron el $SB-\chi^2$ (Satorra-Bentler chi cuadrado), ya que los datos no estaban distribuidos de manera normal, el RMSEA (Root Mean Square of Approximation), el SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) y el CFI (Comparative Fit Index).

Cuando se tienen diversos modelos se espera que el “mejor” modelo tenga un chi cuadrado que sea el menor en comparación con otros modelos (Kline, 2011). Valores cercanos a .06 en el RMSEA y 0.9 para el SRMR dan evidencia de un buen modelo (Hu & Bentler, 1999). Puntajes iguales o superiores a .95 en el CFI muestran una buena adecuación del modelo mientras que puntajes alrededor de .90 resultan ser aceptables (Kline, 2011).

El AFC mostró que el modelo de dos factores (CPA y CPD) resultó tener mejores índice de ajuste que el modelo de un solo factor, tanto para las puntuaciones paternas como maternas (ver Tabla 2). Las cargas factoriales para las puntuaciones paternas alcanzaron valores de .83 a .92 para dependencia y entre .65 y .95 para autocrítica, y en el caso de los puntajes maternos las cargas factoriales obtenidas estuvieron entre .96 a .99 para autocrítica y de .62 a .82 para dependencia (ver Tabla 1, lado derecho).



Tabla 2
Índices de ajuste del AFC de los modelos de uno y dos factores del DAPCS-S

| Factores | Puntuaciones paternas | | | | Puntuaciones maternas | | | |
|----------|-----------------------|-------|------|------|-----------------------|-------|------|-----|
| | SB- χ^2 (df) | RMSEA | SRMR | CFI | SB- χ^2 (df) | RMSEA | SRMR | CFI |
| Uno | 2844.29(119) | .152 | .410 | .95 | 1374.20(119) | .102 | .10 | .97 |
| Dos | 551.21(118) | .042 | .061 | 1.00 | 910.57(118) | .058 | .058 | .99 |

Consistencia interna del DAPCS-S

Considerando la estructura factorial de la DAPCS-S se calcularon los coeficientes de consistencia interna alfa de Cronbach para las escalas de control psicológico orientadas a la dependencia y la autocrítica en las puntuaciones paternas y maternas. Estos coeficientes deberán de ser de al menos de .70 para ser considerados aceptables (Aiken, 2003).

Con respecto a las puntuaciones maternas los coeficientes alfa de Cronbach para dependencia y autocrítica fueron de .89 y .93 (con correlaciones elementos total corregidas de .53 a .75, y de .59 a .83, respectivamente). Con respecto a las puntuaciones paternas los coeficientes alfa de Cronbach para las puntuaciones de dependencia y autocrítica fueron de .91 and .93 (con correlaciones elemento total corregidas de .60 a .75, y de .60 a .77, respectivamente).

Análisis por universidad y género

Dado que muestra total estaba compuesta por jóvenes en dos universidades diferentes (A y B), se llevó a cabo un análisis de comparación de puntuaciones utilizando la U de Mann Whitney (dado que los datos no estaba distribuidos normalmente). El resultado de este análisis demostró la presencia de diferencias significativas para las puntuaciones paternas en las escalas de Dependencia, $U = 3790.5$, $z = -2.014$, $p < .05$ ($Mdn Univ. A = 1.5$, $Mdn Univ. B = 1.31$) y Autocrítica, $U = 3358.5$, $z = -3.18$, $p < .01$ ($Mdn Univ. A = 2$, $Mdn Univ. B = 1.44$). En cambio para las puntuaciones maternas, solo en la escala de Autocrítica fue encontrada una diferencia significativa entre las universidades, $U = 3176.00$, $z = -3.77$, $p < .001$ ($Mdn Univ. A = 1.78$, $Mdn Univ. B = 1.33$), y no en dependencia, $U = 4119.50$, $z = -1.67$, $p > .05$ ($Mdn Univ. A = 1.75$, $Mdn Univ. B = 1.44$).

Con respecto al género el resultado de este análisis mostró que no existían diferencias significativas entre hombres (*Masc.*) y mujeres (*Fem.*) con respecto a las escalas de control psicológico en las puntuaciones paterna y materna. Así para las puntuaciones paternas obtuvieron los siguientes resultados: Dependencia, $U = 6610.5$, $z = -.92$, $p = .36$ ($Mdn Masc. = 1.88$, $Mdn Fem. = 1.63$) y Autocrítica, $U = 6597$, $z = -1.07$, $p = .27$ ($Mdn Masc. = 2.11$, $Mdn Fem. = 1.67$), y para las puntuaciones maternas fue de: Dependencia, $U = 6769$, $z = -.84$, $p = .40$ ($Mdn Masc. = 1.88$, $Mdn Fem. = 1.63$), y Autocrítica, $U = 6339.5$, $z = -1.63$, $p = .18$ ($Mdn Masc. = 1.89$, $Mdn Fem. = 1.56$).

Análisis factoriales de acuerdo a la universidad. Dados los resultados anteriores se realizaron los análisis componentes principales por cada muestra por separado. Con relación a las puntuaciones paternas, la Universidad A obtuvo un coeficiente Kaiser Meyer Olkin de .94, y en la Universidad B este coeficiente fue .67. En el caso de las puntuaciones maternas la Universidad A obtuvo un coeficiente Kaiser Meyer Olkin de .92, y en la Universidad B este coeficiente fue de .71. En todos los casos la Prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ($p < .001$), lo que indicó que se podrían interpretarse los resultados con los datos obtenidos.

Los resultados de las puntuaciones paternas y maternas en ambas universidades dieron como resultado dos componentes. En el caso de las puntuaciones paternas en la Universidad A se encontró que el primer componente obtuvo un autovalor de 7.44 y el segundo de 5.75, los que explicaron 47.37% y 10.84% de la varianza respectivamente (58.19% en total). En la Universidad B se encontró que el primer componente obtuvo un autovalor de 6.11 y el segundo de 6.08, los que explicaron 43.59% y 13.18% de la varianza respectivamente (56.77% en total). Para las puntuaciones paternas las cargas factoriales (ver Tabla 3) se encontraron entre .82 y .51

para la Universidad A, y entre .99 y .38 para la Universidad B (solo un ítem obtuvo una carga factorial por debajo de .40). Y para las puntuaciones maternas las cargas factoriales estuvieron en un rango de .90 y .40 para la Universidad A, y entre .99 y .31 para la Universidad B (solo un ítem obtuvo una carga factorial por debajo de .40).

Tabla 3
Cargas factoriales (mayores a .30) del análisis de componentes principales (rotación Promax) por cada muestra (A y B) para las puntuaciones paternas y maternas

| Ítems | Universidad A | | | | Universidad B | | | |
|---------|---------------|-----|-------|-----|---------------|-----|-------|-----|
| | Padre | | Madre | | Padre | | Madre | |
| | CPA | CPD | CPA | CPD | CPA | CPD | CPA | CPD |
| Item 1 | | .71 | | .65 | | .82 | | .99 |
| Item 2 | | .84 | | .75 | | .79 | | .88 |
| Item 3 | | .59 | | .40 | | .45 | | .43 |
| Item 4 | | .71 | | .83 | | .80 | | .83 |
| Item 6 | | .88 | | .92 | | .85 | | .69 |
| Item 7 | | .75 | | .63 | | .87 | | .83 |
| Item 8 | | .51 | | .41 | | .68 | | .58 |
| Item 9 | | .83 | | .55 | | .73 | | .49 |
| Item 11 | .77 | | .75 | | .38 | | >.30 | |
| Item 13 | .77 | | .80 | | .90 | | .31 | |
| Item 14 | .61 | | .84 | | .75 | | .68 | |
| Item 15 | .76 | | .81 | | .94 | | .69 | |
| Item 16 | .81 | | .90 | | .66 | | .80 | |
| Item 17 | .77 | | .86 | | .66 | | .93 | |
| Item 18 | .80 | | .88 | | .78 | | .94 | |
| Item 19 | .81 | | .62 | | .81 | | .43 | |
| Item 20 | .82 | | .72 | | .62 | | .59 | |

Nota. CPA = Control psicológico orientado a la Autocrítica; CPD = Control psicológico orientado a la dependencia.

Los análisis dieron como resultados dos componentes que representaban las dimensiones de control psicológico halladas anteriormente en lo análisis de la muestra completa, que son consistentes con los resultados reportados por Soenens et al. (2010). Dado esto, se llevaron a cabo los análisis posteriores integrando ambas muestras.

Validez convergente y discriminante del DAPCS-S

El análisis de correlaciones entre las escalas de control psicológico del DAPCS-S mostró correlaciones positivas y altamente significativas (ver Tabla 4). A continuación, para estudiar la validez convergente y discriminante de la prueba se llevaron a cabo correlaciones de Spearman y dadas las asociaciones entre las variables de control psicológico reportadas anteriormente también se llevaron a cabo correlaciones parciales controlando la varianza compartida por las puntuaciones paternas y maternas de las escalas de CPD y CPA.



Tabla 4
Correlaciones de Spearman entre las puntuaciones maternas y paternas de control psicológico, medias y desviaciones estándar

| | MCPD | MCPA | PCPD | Media (DE) |
|------|--------|--------|--------|-------------|
| MCPD | - | | | 1.96 (.88) |
| MCPA | .62*** | | | 2.00 (.99) |
| PCPD | .61*** | .48*** | | 1.84 (.88) |
| PCPA | .54*** | .68*** | .72*** | 2.12 (1.04) |

Nota. *** $p < .001$, M = Puntuación materna, P = Puntuación paterna, CPA = Control Psicológico orientado a la Autocrítica; CPD= Control Psicológico orientado a la Dependencia

En la Tabla 5, se muestran los resultados de estos análisis. En todos los casos estos análisis fueron de acuerdo a lo esperado. Se obtuvieron correlaciones de Spearman positivas ($p < .001$) entre las escalas del DAPCS-S y las escalas de que evalúan control psicológico, perfeccionismo y aglutinamiento, y negativas con relación a la escala de apoyo a la autonomía. Con respecto las correlaciones parciales se encontraron asociaciones similares a las anteriores con respecto a las escalas de control psicológico y apoyo a la autonomía (aunque la correlación parcial entre las puntuaciones paternas de CPD y de apoyo a la autonomía no fue significativa).

Los resultados de las correlaciones parciales mostraron que la escala de CPA obtuvo correlaciones significativas con la escala que evalúa perfeccionismo más no con la escala que evalúa aglutinamiento (para las puntuaciones paternas y maternas). Con respecto a la escala de CPD, se encontraron correlaciones positivas con la escala de aglutinamiento (para las puntuaciones paternas y maternas), y en el caso de las puntuaciones maternas se encontró una correlación significativa con la escala de perfeccionismo, lo que no sucedió en el caso de las puntuaciones paternas en donde la correlación entre la escala de CPD y perfeccionismo no fue significativa. Sin embargo, las correlaciones parciales muestran que en el caso de las puntuaciones maternas, la correlación entre la escala de CPD y Aglutinamiento ($r = .33$, $p < .01$), es mayor a la correlación parcial obtenida con la escala de Perfeccionismo ($r = .20$, $p < .01$), lo que va de acuerdo a lo esperado (ver Tabla 5).

Tabla 5
 Correlaciones de Spearman, correlaciones parciales, medias y desviación estándar de las variables estudiadas

| | CPD | | CPA | | Medias (DE) |
|------------------------------|---------|-----------|---------|-----------|-------------|
| | Rho | Partial r | Rho | Partial r | |
| Puntuaciones Paternas | | | | | |
| Control Psicológico | .49*** | .17*** | .53*** | .31*** | 2.33 (.83) |
| Autonomía | -.42*** | -.08 | -.48*** | -.31*** | 3.58 (.84) |
| Perfeccionismo | .48*** | .02 | .61*** | .49*** | 2.91 (.83) |
| Aglutinamiento | .37*** | .20** | .30*** | .12 | 2.60 (.69) |
| Puntuaciones Maternas | | | | | |
| Control Psicológico | .64*** | .41*** | .59*** | .37*** | 2.39 (.80) |
| Autonomía | -.49*** | -.17** | -.56*** | -.44*** | 3.78 (.77) |
| Perfeccionismo | .49 *** | .20** | .53*** | .40*** | - |
| Aglutinamiento | .44*** | .33** | .28*** | .01 | - |

Nota. ** $p < .01$, *** $p < .001$, M = Puntuación materna, P = Puntuación paterna, CPA = Control Psicológico orientado a la Autocrítica; CPD = Control Psicológico orientado a la Dependencia

Discusión

El objetivo de la presente investigación era estudiar la validez y la confiabilidad de la escala “Dependency and Achievement Psychological Control Scale” (Soenens et al., 2010) traducida al español como Escala de Control Psicológico orientada a la Dependencia y la Autocrítica (DAPCS-S) en un grupo de adolescentes y adolescentes tardíos de dos universidades privadas de Lima.

En general, los resultados de las propiedades psicométricas obtenidos en el presente estudio confirman los resultados encontrados anteriormente con la escala DAPCS tanto en aspectos de validez como de confiabilidad (Soenens et al., 2010; Soenens et al., 2012; Mantzouranis et al., 2012). Así, en el presente estudio, la estructura bifactorial del DAPCS-S reproduce la estructura de dos factores de los estudios previos realizados con el DAPCS (tanto para las puntuaciones paternas como maternas), siendo uno de ellos el control psicológico orientado a la dependencia, y el otro el control psicológico orientado a la autocrítica (Soenens et al., 2010; Soenens et al., 2012; Mantzouranis et al., 2012). Además, la estructura factorial de la prueba fue explorada en las dos universidades (A y B) por separado y el resultado fue el mismo en las dos muestras. Al realizar los análisis factoriales posteriores en la muestra total, el resultado fue el mismo. Así, resulta claro que la estructura bifactorial de la prueba fue hallada consistentemente en los resultados obtenidos. La exploración de la estructura factorial en las dos universidades por separado se llevó a cabo dada la presencia de diferencias significativas entre las dos muestras con respecto a la mayoría de las escalas de control psicológico del DAPCS-S. Dado este resultado, se podía suponer que la prueba podría tener una estructura factorial diferente en ambas muestras. Esto no fue así, y se pudo realizar más adelante un análisis conjunto de ambas muestras con un grupo de participantes suficientemente amplio ($N = 292$) para interpretar los resultados, lo que no hubiera sido posible llevar a cabo con muestras pequeñas como era el caso de Universidad B ($N = 89$) (Hu & Bentler, 2009; Tanaka, 1987).

Se mencionó previamente que estas universidades eran privadas pero que podrían notarse diferencias socioeconómicas en los estudiantes que asistían a estas universidades. A pesar de que esta diferencia no está siendo estudiada directamente mediante por ejemplo, la aplicación de un cuestionario de nivel socioeconómico, si se poseen los datos de las pensiones de las universidades, así como otros datos que permitieron mencionar que los estudiantes de la universidad A venían de familias que posían un nivel socioeconómico menor al de los estudiantes de la universidad B (AméricaEconomía, 2014). Resulta interesante analizar estas diferencias en el contexto del presente estudio. En todos los casos, los alumnos de la universidad A obtuvieron puntajes de control psicológico mayores a los alumnos de la Universidad B, Sin embargo esta diferencia no fue significativa para la escala de CPD en las



puntuaciones maternas ($p = .09$, marginalmente significativa) pero si lo fue para el resto de las escalas. Este resultado evidenciaría, según la percepción de los participantes, que los padres y madres de los alumnos con menor nivel socioeconómico utilizarían un mayor número de estrategias de control psicológico en comparación a los padres de los alumnos con mayor nivel socioeconómico.

Es posible que los padres de los alumnos de la universidad A, que en varios casos no habrían llevado estudios universitarios, encuentren que ir a la universidad sea una prioridad en la familia, ya que asistir a la universidad es considerado como un aspecto central en el desarrollo socioeconómico de muchas familias y por lo tanto sería altamente deseado que los hijos asistan a la universidad (Díaz, 2008; Herrera, 2002). Sin embargo esto puede traer exigencias a las familias que pueden ser muy altas tales como la ausencia prolongada de los hijos (por los horarios o las largas horas de trabajo universitario) o el pago mensual de pensiones, entre otros. Así, es posible que muchas familias piensen que en tales circunstancias “fallar sea imposible” y que la exigencia por el éxito y por responder a las expectativas de la familia lleguen a uso de estrategias de control psicológico tanto orientadas a la dependencia como a la autocrítica. Por otro lado, este no sería el caso en para los padres de nivel socioeconómico más alto en el que las exigencias por que los hijos posean una educación universitaria estaría sobreentendida ya que asistir a la universidad sería algo más común.

Dado de que ambas escalas del DAPCS-S evalúan control psicológico las correlaciones para las puntuaciones paternas y maternas para ambas subescalas correlacionan positivamente. Las correlaciones fueron superiores a .54 y fueron sumamente significativas en todos los casos ($p < .001$), lo que evidencia resultados similares a Soenens et al. (2010), Soenens et al. (2012), y Mantzouranis et al. (2012), que encontraron correlaciones significativas entre las escalas de control psicológico.

Con respecto a la validez convergente y discriminante de la prueba, esta fue demostrada ampliamente. Al igual que en estudios previos (Soenens et al., 2010, Soenens et al., 2012, Mantzouranis et al., 2012), las puntuaciones paternas y maternas de las escalas CPD y CPA obtuvieron correlaciones (Spearman y parciales) positivas con la subescala de control psicológico, y negativas con la subescala de apoyo a la autonomía. Las correlaciones de Spearman también mostraron correlaciones positivas con las escalas de perfeccionismo y aglutinamiento. Además, las correlaciones parciales mostraron que las escalas de CPD y CPA (puntuaciones paternas y maternas) obtuvieron correlaciones significativas mayores (y en algunos casos exclusivas) con las escalas de aglutinamiento y perfeccionismo respectivamente y estas correlaciones fueron mayores que las correlaciones encontradas entre las escalas de CPD y perfeccionismo y CPA y aglutinamiento. Estos resultados son similares a los encontrados por Soenens et al. (2010) y demuestra la validez convergente y discriminante de la escala.

Con respecto a los análisis realizados por género, llama la atención no haber encontrado diferencias significativas entre hombres y mujeres con respecto a las escalas de control psicológico del DAPCS-S. Se ha argumentado que los hombres y mujeres tiene roles distintivos en la sociedad (McHale, Crouter, & Whiteman, 2003; Eagly & Wood, 2012), y que los roles de hombres y mujeres están asociados a estereotipos que los exponen a la sociedad de una manera específica y que los lleva a ser educados de manera particular (Eagly & Wood, 2012). Esto apoyaría la creencia de que las diferencias entre hombres y mujeres los llevarán a hacer unas cosas mejor que otras (Steinmetz, Bosak, Sczesny, & Eagly, 2014). Así las mujeres serían mayormente socializadas en roles en que se desarrollan las relaciones interpersonales, el cuidado del otro, y a la interdependencia, mientras que los hombres estarían más orientados a la consecución de logros y a la independencia (McHale, et al., 2003; Steinmetz, et al., 2014). Era de esperarse entonces que los participantes percibieran un rol de los padres diferenciado con respecto al uso de estrategias de control psicológico. Este fue el caso de Soenens et al. (2010), quienes encontraron que los participantes reportaron puntajes mayores en el caso de CPD para las puntuaciones maternas y CPA para las puntuaciones paternas. Sin embargo esto no fue así en la presente investigación, esto quiere decir que los adolescentes perciben, en sus padres y madres, la coexistencia de estrategias de control psicológico orientadas a la dependencia y a la

autocrítica, lo que podría explicar en parte por qué son tan altas las correlaciones en las escalas de control psicológico entre las puntuaciones paternas y maternas.

Los presentes resultados deben comentarse a la luz de ciertas limitaciones. Como en otros estudios previos de la escala DAPCS (Soenens et al., 2010; Mantzouranis et al., 2012) se han aplicado los instrumentos a estudiantes universitarios en que la mayoría de ellos eran mayores de edad ($N = 168$, 57.53%), y 81 participantes (27.74%) tenía de entre 16 y 17 años. Esto hace que los resultados de la presente investigación no sean generalizables a muestras de adolescentes de menor edad y que asistan al colegio en lugar de la universidad. Los ambientes escolares y universitarios son muy diferentes y usualmente en el colegio los estudiantes están sometidos a mayor control que en la universidad. Estudios posteriores podrían investigar el control psicológico en muestras de edades más amplias, desde colegiales a universitarios.

Otro aspecto importante a considerar es el relacionado al nivel socioeconómico. En el presente estudio no se ha estudiado el nivel socioeconómico directamente, sin embargo se ha podido ver en este estudio que han existido diferencias entre las dos universidades con respecto al control psicológico. Sería particularmente importante inspeccionar más esta variable en participantes que tengan diferentes niveles socioeconómicos para así poder comprender la influencia que este aspecto posee en una variable psicológica tan importante como lo es el control psicológico.

A pesar las limitaciones los resultados de la presente investigación evidencian que la versión en español y adaptada para el Perú del DAPCS (DAPCS-S) cuenta con validez y confiabilidad, y que puede ser utilizada para estudiar de manera específica dos dimensiones de control psicológico: dependencia y autocrítica. Estos resultados también muestran que la distinción entre los dos tipos de control psicológico no parece estar influenciada por el lenguaje o el contexto socioeconómico por lo que el presente estudio contribuye a la universalidad del constructo de control psicológico.

Referencias

- Aiken, L. (2003). *Test psicológicos y evaluación* (11ma ed.). México D.F.: Pearson.
- AméricaEconomía (28/01/2014). Conozca el Ranking 2013 de las Mejores Universidades del Perú. *AméricaEconomía Online*. 431. Obtenido de <http://www.americaeconomia.com/negocios-industrias/conozca-el-ranking-2013-de-las-mejores-universidades-del-peru>
- Antonioli, Alejandro. "El Financiamiento de la Educación Superior en el Perú". Presentación en el XXII Curso Internacional de Crédito Educativo: El impacto Social del Crédito Educativo en la Educación Superior, Lima, Perú, Octubre 19–23, 2009.
- Merino, C. & Arndt, S. (2004). Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Estilos de Crianza de Steinberg: Validez preliminar de constructo. *Revista de Psicología*, 12(2), 187 – 214.
- Barber, B. K. (1996). Parental psychological control: Revisiting a neglected construct. *Child Development*, 67(6), 3296-3319.
- Barber, B. K., & Xia, M. (2013). The centrality of control to parenting and its effects. In A. S. Morris, R. E. Larzelere, & A. W. Harrist (Eds.), *New Directions for Authoritative Parenting*. Washington D.C.: American Psychological Association Press.
- Barber, B. K., & Harmon, E. L. (2002). Violating the self: Parental psychological control of children and adolescents. In B.K. Barber (Ed.), *Intrusive parenting: How psychological control affects children and adolescents* (pp. 15–52). Washington, D.C.: American Psychological Association.
- Blatt, S. J. (2004). *Experiences of depression: Theoretical, clinical, and research perspectives*. Washington, D.C.: American Psychological Association.
- Blatt, S. J., D’Afflitti, J. P., & Quinlan, D. M. (1976). Experiences of depression in normal young adults. *Journal of Abnormal Psychology*, 85(4), 383-389.
- Bloom, B. L. (1985). A factor analysis of self-report measures of family functioning. *Family Process*, 24(2), 225–239.
- Canales, N. (2000). *Relación entre la Percepción del Estilo de Crianza con el*



- Rendimiento Académico mediado por la Percepción de Control Académico y la Percepción de Competencia Académica.* (Tesis para optar al Título Profesional de Licenciado en Psicología). Universidad Peruana Cayetano Heredia, Lima, Perú.
- Díaz, J. J. (2008). Educación superior en el Perú: tendencias de la demanda y la oferta. En M. Benavides (ed.). *Análisis de programas, procesos y resultados educativos en el Perú: contribuciones empíricas para el debate*. 83-129. Lima: GRADE.
- Eagly, A. H. & Wood, W. (2012). Social role theory. In, P. van Lange, A. Kruglanski & E. T. Higgins (eds). *Handbook of Theories in Social Psychology*, pp. 458–476. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C. M., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14(5), 449–468.
- González-Vigil, T. (2008). *Relación entre percepción del apoyo parental a la autonomía e involucramiento parental con ansiedad en púberes* (Tesis para optar al Título Profesional de Licenciado en Psicología). Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.
- Grolnick, W. S., Ryan, R. M., & Deci, E. L. (1991). The inner resources for school performance: Motivational mediators of children's perceptions of their parents. *Journal of Educational Psychology*, 83(4), 508–517.
- Hambleton, R. K. (2001). The next generation of the ITC test translation and adaptation guidelines. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(3), 164-172. Herrera, D. (2002). Social insertion of high school graduates in Lima: a socio-psychological study. (Tesis doctoral sin publicar). Katholieke Universiteit Leuven, Belgium.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. doi: 10.1080/10705519909540118.
- Huamán, C. (2012). *Relación entre el malestar asociado a la sintomatología obsesivo compulsiva y la crianza percibida en adolescentes de una institución educativa escolar de Lima.* (Tesis para optar al Título Profesional de Licenciado en Psicología). Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú.
- Izzedin, R., & Pachajoa, A. (2009). Pautas, prácticas y creencias acerca de crianza ayer y hoy. *Liberabit*, 15(2), 109-115.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ra ed.). New York: Guilford Press.
- Lamborn, S.D., Mounts, N.S., Steinberg, L., & Dornbusch, S.M. (1991). Patterns of Competence and Adjustment among Adolescents from Authoritative, Authoritarian, Indulgent, and Neglectful Families. *Child Development*, 62(5), 1049-1065.
- Lovejoy, M. C., Weis, R., O'Hare, E., & Rubin, E. C. (1999). Development and initial validation of the Parent Behavior Inventory. *Psychological Assessment*, 11(4), 534–545.
- Manzi, C., Vignoles, V. L., Regalia, C., & Scabini, E. (2006). Cohesion and enmeshment revisited: Differentiation, identity, and well-being in two European cultures. *Journal of Marriage and Family*, 68(3), 673–689. doi: 10.1111/j.1741-3737.2006.00282.x.
- Mantzouranis, G., Zimmermann, G. Mahaim, E. B. & Favez, N. (2012). A Further examination of the distinction between dependency-oriented and achievement-oriented parental psychological control: Psychometric properties of the DAPCS with French-Speaking Late Adolescents. *Journal of Child & Family Studies*, 21(5), 726-733. doi: 10.1007/s10826-011-9525-5.
- McHale, S. M., Crouter, A. C., & Whiteman, S. D. (2003). The family contexts of gender development in childhood and adolescence. *Social Development*, 12(1), 125–148. doi:10.1111/1467-9507.00225
- Merino, C. & Arndt, S. (2004). Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Estilos

- de Crianza de Steinberg: Preliminar validez de constructo. *Revista de Psicología*, 12(2), 187 – 214.
- Merino, C., Díaz & DeRoma (2004). *Validación del inventario de conductas parentales: Un análisis factorial confirmatorio*. Asociación Sembrar, Perú & The Citadel, Carolina del Sur, EE.UU.
- Panez, R. (1989). *Bajo el sol de la infancia: creencias y tradiciones en la crianza limeña*. Lima: CONCYTEC.
- Peterson, R. A. (1994). A Meta-Analysis of Cronbach's Coefficient Alpha. *Journal of Consumer Research*, 21(2), 381-391.
- Pettit, G. S. & Laird, R.D. (2002). Psychological control and monitoring in early adolescence: The role of parental involvement and earlier child adjustment. In: B. Barber (ed.). *Intrusive parenting: How psychological control affects children and adolescents*. Washington, D.C.: American Psychological Association
- Soenens, B., Vansteenkiste, M., Duriez, B. & Goossens, L. (2006). In Search of the Sources of Psychologically Controlling Parenting: The Role of Parental Separation Anxiety and Parental Maladaptive Perfectionism. *Journal of Research on Adolescence* 16(4), 539–559. doi: 10.1111/j.1532-7795.2006.00507.x.
- Soenens, B., Vansteenkiste, M., & Luyten, P. (2010). Toward a domain-specific approach to the study of parental psychological control: Distinguishing between dependency-oriented and achievement-oriented psychological control. *Journal of Personality*, 78(1), 217-256. doi: 10.1111/j.1467-6494.2009.00614.x
- Soenens, B., Park, S., Vansteenkiste, M., & Mouratidis, A. (2012). Perceived Parental Psychological Control and Adolescent Depressive Experiences: A Cross-Cultural Study with Belgian and South-Korean Adolescents. *Journal of Adolescence*, 35(2), 261-272. doi: 10.1016/j.adolescence.2011.05.001.
- Steinmetz, J., Bosak, J., Sczesny, S., & Eagly, A. H (2014). Social role effects on gender stereotyping in Germany and Japan. *Asian Journal of Social Psychology*, 17(1), 52–60. doi: 10.1111/ajsp.12044.
- Tanaka, J.S. (1987). "How big is big enough?": Sample size and goodness of fit in structural equation models with latent variables. *Child Development*, 58, 134-146.

Received: 04/27/2016
Accepted: 09/04/2016



Apéndice

Escala de Control Psicológico orientado a la Dependencia y la Autocrítica versión en Español (DAPCS-S)

A continuación se presentan algunas frases que describen diversas formas en que tu PADRE/MADRE podría comportarse con relación a ti. Por favor indica marcando los número del 1 al 5, cuán de acuerdo o en desacuerdo estás con las frases que se presentan a continuación.

Así, si estás totalmente en desacuerdo con la frase que leíste podrás marcar el número 1 y si estás totalmente de acuerdo podrás marcar el número 5.

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--|-----------------------------|---|---|---|-----------------------|
| | Totalmente en Desacuerdo | | | | Totalmente de Acuerdo |
| 1. Mi padre/madre muestra que está decepcionado/a conmigo si es que no me apoyo en él/ella para resolver un problema. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 2. Mi padre/madre me hace sentir culpable cuando ya no quiero hacer con él/ella las cosas que solíamos disfrutar juntos. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 3. Mi padre/madre me hará sentir culpable cuando me vaya de la casa de manera permanente. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 4. Mi padre/madre muestra que esté decepcionado/a conmigo si no quiero compartir ciertas cosas con él/ella. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 5. Mi padre/madre solamente está contento/a conmigo si me apoyo exclusivamente en él/ella para buscar consejo. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 6. Mi padre/madre solamente demuestra su amor por mí mientras sigamos haciendo todo juntos. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 7. Mi padre/madre interfiere en mis problemas, incluso si yo quiero resolverlos por mí mismo. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 8. Mi padre/madre sólo es amistoso/a conmigo si me apoyo en él/ella en lugar de hacerlo en mis amigos. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 9. Mi padre/madre es menos amistoso/a conmigo si yo no me desempeño a la perfección. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 10. Mi padre/madre es menos atento/a conmigo si no me desempeño al máximo de mi potencial. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 11. Mi padre/madre demuestra que me quiere menos si mi desempeño es malo. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 12. Mi padre/madre me hace sentir culpable si mi desempeño es bajo. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 13. Mi padre/madre sólo muestra su amor por mí si yo obtengo buenas notas. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 14. Mi padre/madre solamente me respeta si yo soy el mejor en todo. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 15. Mi padre/madre solamente es amistoso/a conmigo si yo destaco en todo lo que hago. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 16. Mi padre/madre me apreciaría más si busco metas altas. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 17. Mi padre/madre está orgulloso/a solamente si mi desempeño en los exámenes es bueno. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |