

Traducción y análisis psicométrico de la Escala de Estatus Social Autopercebido en dos muestras hispanohablantes

Translation and Psychometric Analysis of the Self-Perceived Social Status Scale in Two Spanish-Speaking Samples

Tradução e análise psicométrica da Escala de Status Social Auto-percebido em duas amostras de língua espanhola

David Monge-López, Sergio Escorial*
Universidad Complutense de Madrid, España

Doi: [dx.doi.org/10.12804/apl33.02.2015.05](https://doi.org/10.12804/apl33.02.2015.05)

Resumen

Como en el caso de otros animales sociales, la búsqueda de estatus es un imperativo motivacional para los humanos, ya que una posición grupal favorable beneficiaría la supervivencia y la reproducción. La antropología y la psicología evolucionistas han identificado la existencia de dos estrategias de búsqueda de estatus entre los humanos: la dominancia y el prestigio cultural. En este trabajo se ha traducido una escala de estatus social auto-percebido, se ha probado la fiabilidad de sus subescalas y se han aplicado análisis exploratorios y confirmatorios de factores para corroborar la estructura de la medición en dos muestras hispanohablantes (Madrid, España, y San José, Costa Rica). Como resultados se observó que algunos ítems establecieron bajas correlaciones con sus respectivas subescalas, por lo que debieron ser retirados; por otra parte, los análisis exploratorio y confirmatorio de factores mostraron que una estructura bidimensional

constituía la mejor disponible para entender el modo en el cual las personas comprendieron los ítems presentados aunque los indicadores estadísticos obtenidos sugieren que aún no se cuenta con un modelo completamente aceptable. Futuros trabajos podrán mejorar la medición ahondando en cómo los humanos entienden los procesos de búsqueda de estatus y cómo se ubican a sí mismos dentro de ellos.

Palabras clave: estatus social; psicología de la personalidad; psicología evolucionista; análisis factorial; fiabilidad.

Abstract

As is the case in social animals that seek social status, pursuit of status is also a motivational imperative for humans because a favorable group position benefits survival and reproduction. Evolutionary perspectives in anthropology and psychology have acknowledged the

* David Monge-López, estudiante del Doctorado en Comportamiento Animal y Humano, Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid, España; Sergio Escorial, Departamento de Metodología de Ciencias del Comportamiento, Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid.

Este trabajo fue desarrollado gracias al financiamiento de la Agencia Española de Cooperación Internacional para el Desarrollo. La correspondencia relacionada con este artículo deber ser dirigida a David Monge-López, Alajuela, Costa Rica, Cantón Central, Distrito Primero. 100 N del Colegio Redentorista Sn. Alfonso. Correo electrónico: davidml79@gmail.com

Para citar este artículo: Monge-López, D. & Escorial, S. (2015). Traducción y análisis psicométrico de la Escala de Estatus Social Autopercebido en dos muestras hispanohablantes. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 33(2), 233-249. doi: [dx.doi.org/10.12804/apl33.02.2015.05](https://doi.org/10.12804/apl33.02.2015.05)

existence of two status-seeking strategies in humans: Dominance and cultural prestige. In the present work a self-perceived social status scale was translated from English to Spanish, the subscales' reliability was tested and exploratory and confirmatory factor analysis were applied in order to test the structure of the scale in two Spanish-speaking samples (Madrid, Spain, and San José, Costa Rica). Results indicate that some items correlate lowly with their respective subscales and they had to be omitted from the analysis. On the other hand, exploratory and confirmatory factor analyses showed that a bi-dimensional structure is the best option available to identify the way in which people understand the group of items but statistical indicators suggest that a completely acceptable model is still lacking. Future work could improve measurement and advance our understanding regarding status-seeking processes and how humans take part in that process.

Key words: social status; personality psychology; evolutionary psychology; factor analysis; reliability.

Resumo

A busca por status social é um imperativo motivacional para os seres humanos, tal como se observa para outros animais, visto que uma posição de grupo favorável beneficia a sobrevivência e a reprodução. A antropologia e a psicologia evolutiva têm identificado a existência de duas estratégias de busca de status social entre os seres humanos: a dominância e o prestígio cultural. Neste trabalho, traduziu-se uma escala de status social auto-percebido, testou-se a confiabilidade das suas subescalas e aplicou-se análise fatorial exploratória e confirmatória para corroborar a estrutura da medição em duas amostras de língua espanhola (Madrid, Espanha, e San José, Costa Rica). Como resultado, observou-se que alguns itens apresentaram baixas correlações com as respectivas subescalas, e, portanto, foram removidos. Os resultados da análise fatorial exploratória e da análise fatorial confirmatória indicaram que a estrutura bidimensional foi a melhor entre outras investigadas para compreender a maneira pela qual as pessoas entenderam os itens apresentados, mas os indicadores estatísticos obtidos

sugerem que ainda não se dispõe de um modelo totalmente aceitável. Trabalhos futuros poderiam melhorar a medição investigando-se a maneira pela qual os seres humanos entendem os processos de busca de status e como localizam a si mesmos dentro destes.

Palavras chave: status social; psicologia da personalidade; psicologia evolutiva; análise fatorial; confiabilidade.

El ser humano (*Homo sapiens sapiens*) es una de las especies en las cuales más se ha desarrollado la socialidad (Gintis, 2000; Gintis & Bowles, 2011; Richerson & Boyd, 1998). Se entiende por esta la tendencia de los animales a interactuar y asociarse entre congéneres y, en algunos casos, a formar grupos que mantienen actividad gregaria y lazos interindividuales relativamente estables (Silk, 2007; Swedell, 2012).

La convivencia en grupos se sostiene si los beneficios netos individuales que ofrece la vida social son mayores que sus costos (Bonabeau, Theraulaz & Deneubourg, 1999). Para evitar que la competencia afecte la convivencia, las sociedades animales desarrollan sistemas que convencionalmente se han denominado *jerarquías de dominancia* (Cummins, 2005; Dugatkin, 1997).

La función que se le atribuye a dichas jerarquías es mantener la existencia del grupo al minimizar la frecuencia de las contiendas intragrupalas y estabilizar las relaciones entre individuos dominantes y subordinados, así como los individuos con mayor capacidad para sostener una posición de ventaja tendrían más acceso a recursos de diferentes tipos (Enquist & Leimar, 1990; Matsamura & Kobayashi, 1988).

Desde el marco anterior, disciplinas como la etología han utilizado el concepto de dominancia para describir el sistema de jerarquías que poseen las especies sociales; este se entiende como la capacidad que tienen determinados individuos para alcanzar y sostener posiciones de ventaja en el acceso a recursos, utilizando para el sostenimiento de dicho estatus estrategias de control y agresión

hacia los congéneres subordinados (Enger & Ross, 2002; Slater, 1987).

No obstante la investigación empírica ha mostrado una gran diversidad en la organización de las estructuras sociales animales. Solo por dar un ejemplo de la miríada de fenómenos que pueden observarse al considerar el comportamiento animal se han observado fenómenos en los cuales los individuos subordinados deben desarrollar estrategias alternativas para obtener recursos sexuales y sociales.

El despliegue de dichas estrategias permite la aparición de fenómenos más complejos que el uso de la dominancia; por ejemplo, el canto en los grillos de campo (*Gryllus campestris*) (Rodríguez-Muñoz, Bretman, Slate, Walling & Tregenza, 2010) o el uso del engaño en ciertas especies de primates cercopitecoideos (Byrne & Corp, 2004). Esto muestra lo que Bernstein (1970) había afirmado hace tiempo al señalar que el establecimiento de rangos no necesariamente depende de un mecanismo social único.

Con respecto a los humanos se ha propuesto que existen dos estrategias por medio de las cuales los individuos de la especie pueden obtener estatus. Por un lado, existe la dominancia, el uso de la agresión y las amenazas para obtener recursos y, por otro, se puede adquirir estatus por medio del prestigio, producto emergente de las adaptaciones psicológicas que habrían evolucionado para mejorar la calidad de la información obtenida por medio de la transmisión cultural (Barkow, 1975; Henrich & GilWhite, 2001).

Según Henrich y Gil-White (2001), la dominancia sería un fenómeno de dominio general y permitiría la obtención de recursos induciendo miedo; mientras que el prestigio sería un fenómeno específico de dominio y elicitaría más bien la admiración, el reconocimiento y el deseo de cercanía, ya que se basa en el despliegue de habilidades y conocimientos que favorecen la búsqueda de recursos.

La búsqueda de estatus sería un fuerte imperativo motivacional para el comportamiento humano,

ya que —tal y como en el caso de otros animales— obtener una posición de ventaja dentro del grupo se traduciría en beneficios que facilitarían la supervivencia y reproducción (*fitness*) individual (Fieder et al., 2005; Hopcroft, 2006).

La dominancia y el prestigio no necesariamente son excluyentes; en una situación podrían usarse ambos medios para ganar estatus, o bien una vez que se ha alcanzado estatus por medio del prestigio, puede recurrirse al uso de la dominancia. No obstante, ambas estrategias sí serían vías diferenciables para obtener recursos y posiciones sociales (Henrich & Gil-White, 2001).

Existen diferentes trabajos dentro de la psicología y la antropología evolucionistas que han ofrecido evidencia de que estas estrategias existen efectivamente en los humanos. Se ha observado, por ejemplo, que los autoinformes del uso de la dominancia y el prestigio se asocian con el autoinforme del uso de la agresión y las concentraciones de testosterona en varones (Johnson, Burk & Kirkpatrick, 2007).

También se ha asociado el uso de los distintos tipos de estrategias de búsqueda de estatus entre los hombres con las preferencias en la selección de pareja femenina tanto en sociedades industrializadas (Snyder, Kirkpatrick & Barret, 2008) como en grupos indígenas (von Rueden, Gurven & Kaplan, 2011).

Las dos estrategias se han observado en investigaciones sobre desarrollo adolescente (Hawley, Little & Pasupathi, 2002; Hawley, Little & Card, 2008) y en dinámicas grupales de universitarios (Cheng, Tracy, Foulsham, Kingstone & Henrich, 2013), y se han asociado con emociones autoconscientes diferenciales (Cheng, Tracy & Henrich, 2010).

Por otro lado, la psicología de la personalidad ha adoptado la perspectiva de la estrategia dual (dominancia y prestigio) para el estudio de la auto-percepción del estatus. Buttermore & Kirkpatrick (2009) han creado la Escala de Estatus Social Autopercebido (SSSS, por su sigla en inglés), y

la han probado en contextos culturales asiáticos y norteamericanos.

Dicha línea de investigación modifica anteriores intentos de medición de la autoevaluación del estatus, ya que por lo general el estatus se entendía solo como un fenómeno de dominio general (*v. gr.* dominancia o estatus) (Adler, Epel, Castelazzo & Ickovics, 2000; Gough, 1987, 2000; Hu, Adler, Goldman, Weinstein & Seeman, 2005; Kopp, Skrabski, Rethelyi, Kawachi & Adler, 2004; Leary, Cottrell & Phillips, 2001).

Los objetivos de este trabajo fueron traducir la SSSS al español y realizar un análisis psicométrico de sus propiedades, su estructura factorial y la fiabilidad de sus subescalas.

Método

Participantes

Se contó con una muestra de 857 participantes voluntarios, estudiantes y egresados universitarios.

Con respecto al sexo un 50.3% fueron hombres y un 49.7% fueron mujeres; mientras que con respecto a la nacionalidad un 49.3% fueron españoles de diferentes centros de educación superior de Madrid, España, y un 50.7% fueron de nacionalidad costarricense de diferentes centros de educación superior de San José, Costa Rica. La edad promedio de la muestra fue de 23 años con 7 meses (o 283 meses) y presentó una desviación típica de 58.78.

Instrumentos

Se utilizó la SSSS desarrollada por Buttermore y Kirkpatrick (2009). La escala original contiene dos subescalas: dominancia y prestigio autopercebidos. Cada una se compone de ocho ítems con siete opciones de respuesta tipo Likert, que van desde fuertemente de acuerdo hasta fuertemente en desacuerdo.

Se utilizó también un cuestionario por medio del cual se consultó la información sobre el sexo del participante, la edad y la nacionalidad.

Procedimiento

El estudio se desarrolló a partir de las siguientes fases:

Fase I. Traducción de la SSSS. Una primera fase consistió en aplicar un método de traducción a los ítems presentados en la SSSS (Buttermore & Kirkpatrick, 2009).

Se utilizó un método breve de traducción inversa presentado por Cha, Kim & Erlen (2007), el cual siguió un proceso iterativo formado de los siguientes pasos: (a) tres hablantes bilingües tradujeron los ítems, (b) un hablante bilingüe independiente realizó una traducción inversa del idioma objetivo al idioma original sin conocer los ítems originales y (c) un hablante independiente nativo del inglés comparó los ítems originales con los traducidos a la inversa. En casos de errores se repitió el proceso desde el primer paso.

Fase II. Diseño de sitio web. Se diseñó un sitio web para la recogida de información. En una primera página se presentaba un enlace para acceder a los cuestionarios y en la segunda página se describía el estudio, se daban indicaciones generales y se brindaban consideraciones de índole ética (confidencialidad de la información y participación voluntaria). En las siguientes páginas se presentaban los instrumentos en el siguiente orden: 1) SSSS y 2) cuestionario de información personal. Por último, se presentaba una página que indicaba el final de la aplicación de los cuestionarios y se agradecía la participación.

Fase III. Recogida de datos. La muestra se localizó por medio de profesores en diferentes centros de educación superior en Madrid, España, y San José, Costa Rica. El enlace del sitio que daba acceso al cuestionario se distribuyó entre los estudiantes y cada participante completó los instrumentos vía telemática en el momento y lugar que prefirió.

Fase IV. Organización de datos. Los datos obtenidos se recolectaban en un archivo de datos MySQL, y desde ahí era exportado a un archivo de Excel. Este último se exportaba al programa SPSS 20, desde donde se preparaba para los análisis.

Se estableció que se eliminarían los casos que se recolectaran y dejaran cuestionarios con más del 5% de los ítems sin responder y que aquellos casos con menos de un 5% de valores perdidos serían tratados por medio de una sustitución de valores según pareja. Un análisis de valores perdidos mostró que ninguno de los ítems alcanzó ni siquiera el 1% de respuestas en blanco, por lo que no se identificó ningún patrón sistemático de valores perdidos.

Análisis de datos

Todos los análisis que a continuación se describen se aplicaron por separado de acuerdo con el país del participante.

Fase I. Análisis de consistencia interna. Se obtuvo el coeficiente alfa de Cronbach para cada subescala. Se esperó una fiabilidad de $\alpha > .7$, mínimo nivel permitido para una fiabilidad aceptable; no obstante, se toleraron coeficientes menores siempre y cuando no descendieran de un valor $\alpha > .65$ (Tabachnick & Fidell, 2007).

Se analizaron los ítems de cada subescala y se obtuvo la correlación entre el ítem y la subescala, así como el coeficiente alfa si el ítem se eliminaba. En caso de ítems que afectaran el nivel mínimo de fiabilidad aceptable o frente a correlaciones muy bajas (menores a .2) (Martínez, Hernández & Hernández, 2006) se procedió a eliminar el ítem. Se observó cuáles ítems funcionaron para las dos muestras estudiadas y se continuó trabajando solamente con estos.

Fase II. Análisis factorial exploratorio. La SSSS fue estudiada con un análisis factorial exploratorio aplicado por medio del uso del programa

Factor 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013). Para aplicar el análisis se seleccionó al azar la mitad de los casos de cada una de las muestras de cada país (España, $n = 209$; Costa Rica, $n = 216$), se aplicó una extracción basada en el método de rango mínimo (ten Berge & Kiers, 1991), una rotación Promin (Lorenzo-Seva, 1999), y para determinar el número de factores se aplicó un análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

Adicionalmente, se obtuvo el coeficiente de congruencia de Tucker para cuatro distintas condiciones. En primer lugar, se obtuvo dicho índice tanto para la muestra española como para la costarricense en las dos dimensiones hipotéticamente propuestas: dominancia y prestigio autopercebidos. Posteriormente se crearon dos nuevos archivos de datos; en uno de ellos se incluyeron los datos de las dos muestras correspondientes a los ítems que se esperaba midieran dominancia, mientras que en el otro archivo se procedió de igual modo con los ítems que se esperaba midieran prestigio. Una vez creados estos archivos se obtuvo nuevamente el coeficiente de congruencia para estos.

Se esperó obtener una congruencia baja al evaluar diferentes dimensiones de una misma muestra y una congruencia alta al evaluar las mismas dimensiones en diferentes muestras. De acuerdo con Lorenzo-Seva y ten Berge (2006), un valor de congruencia mayor a .95 implica que las dimensiones consideradas son equivalentes, valores ubicados entre .85 y 9.4 pueden interpretarse como indicador de similitud entre dimensiones y valores menores a .85 indican ausencia similitud.

Fase III. Análisis factorial confirmatorio. Se aplicó un análisis confirmatorio a dos modelos teóricos sobre el estatus social autopercebido extraídos de la investigación antecedente (Buttermore & Kirkpatrick, 2009). Para este análisis se utilizó el programa AMOS 16. Este análisis se aplicó a las otras mitades de las muestras que no fueron utilizadas para el análisis exploratorio (España, $n = 214$; Costa Rica, $n = 218$). Por medio de este

procedimiento se buscó reducir el riesgo de ajustar el test a una muestra particular (Worthington & Whittaker, 2006).

En un primer modelo (modelo unidimensional) se hizo depender los ítems de un concepto general de estatus; mientras tanto, en un segundo modelo (modelo bidimensional restringido) se hicieron depender por separado los ítems de prestigio de un concepto de prestigio y los ítems de dominancia de un concepto de dominancia. Ambos conceptos, a su vez, se conectaron por medio de una asociación de covarianza, que preveía una posible relación entre las variables latentes.

Se obtuvieron los estadísticos de bondad de ajuste para cada modelo, específicamente el valor chi-cuadrado (χ^2), del cual se espera un resultado no significativo; así como los índices de bondad de ajuste NFI y CFI, de los cuales se esperan valores mayores a .90; TLI, del que se esperan valores mayores a .95, y RMSEA, del cual se espera valores menores a .05 para un buen ajuste del modelo a los datos. Entre tanto, valores entre .05 y .08 se consideran aproximaciones aceptables (Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999). Para el análisis confirmatorio se aplicó una función de ajuste de máxima verosimilitud (Martínez, 1999).

Adicionalmente, con el objetivo de verificar la posibilidad de obtener mejores índices de bondad de ajuste, se aplicó un análisis semiconfirmatorio a variantes irrestrictas del modelo bidimensional. Este análisis se ejecutó por medio del programa Factor 9.2 y a partir del método de Hull para definir el número de dimensiones (Lorenzo-Seva, Timmerman & Kiers, 2011) y una rotación procrustea oblicua (Raykov & Little, 1999). Para cada una de las muestras se obtuvieron los índices de bondad de ajuste RMSEA y CFI disponibles en el programa utilizado.

Resultados

Análisis de consistencia interna

Los resultados de los análisis de consistencia interna se presentan en la tabla 1. En esta se presentan los resultados tanto de la muestra española como de la costarricense.

Tabla 1
Consistencia interna de subescalas de prestigio y dominancia autopercebidas en muestra española y costarricense

Subescala	Coefficiente de fiabilidad	Tamaño muestral
Prestigio autopercebido España	$\alpha = .617$ (.719)	$n = 423$
Dominancia autopercebida España	$\alpha = .725$	
Prestigio autopercebido Costa Rica	$\alpha = .595$ (.684)	$n = 434$
Dominancia autopercebida Costa Rica	$\alpha = .581$ (.708)	

Nota. Entre paréntesis se presenta la fiabilidad al retirar los ítems con correlaciones menores a .2 con la respectiva subescala.

Al considerar la muestra española fue necesario retirar dos ítems de la subescala de prestigio (el 3 y el 5); mientras que en la muestra costarricense resultó necesario retirar dos ítems de las subescalas de prestigio (el 3 y el 5) y tres de la subescala de dominancia (el 6, el 12 y el 15). Solo en el caso de la subescala de dominancia, al ser aplicada a la muestra española, todos los ítems de la medición original establecieron correlaciones mayores a .2 con el resto de la subescala. Al retirar los ítems que presentaron correlaciones menores a .2 con sus respectivas subescalas, se alcanzaron fiabilidades superiores a $\alpha = .7$, a excepción de la subescala de prestigio, al ser aplicada en la muestra costarricense, dado que se logró obtener un coeficiente

$\alpha = .684$. En los análisis siguientes se continuó trabajando con los once ítems que funcionaron adecuadamente para las dos muestras.

Análisis factorial exploratorio

En la muestra española el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) obtuvo un valor de .751 y el test de esfericidad un valor $\chi^2 = 398.9$ para g.l. = 55 y $p = .0001$. Estos estadísticos mostraron una adecuada correlación entre ítems.

El análisis paralelo indicó que debían mantenerse dos factores, los mismos concentraron el 43.41% de la varianza explicada. El primer factor representó un 26.56% y el segundo factor contribuyó con un 16.85%. Los resultados de la rotación se presentan en la tabla 2. Puede observarse como el primer factor concentró los ítems referidos a la dominancia, y el segundo, los correspondientes al prestigio.

Tabla 2
Matriz rotada de ítems de escala SSSS para la muestra española

Ítem	Matriz de configuración	
	Factor 1	Factor 2
Hay compañeros que me respetan y admiran	-.045	.579
Estoy dispuesto a usar tácticas agresivas para conseguir lo que quiero	.689	-.085
Disfruto teniendo control sobre los demás	.790	-.117
He ganado distinción y prestigio social entre mis compañeros	.099	.544
A menudo trato de lograr las cosas a mi modo sin importar lo que otros puedan querer	.447	-.003

Ítem	Matriz de configuración	
	Factor 1	Factor 2
Trato de controlar a los demás en vez de permitirles controlarme	.549	.064
Los que me conocen me tienen alta estima	-.065	.478
Los demás siempre esperan que tenga éxito	-.024	.486
Hay algunos temas en que los demás me consideran un experto	.233	.431
Los demás saben que es mejor dejar que me salga con la mía	.529	.111
Mis talentos y habilidades únicas son reconocidas por los demás	-.146	.765

Nota. Métodos de extracción de rango mínimo: dos factores extraídos. Rotación Promin.

Posteriormente se aplicó el análisis factorial exploratorio a la muestra de Costa Rica (tabla 3). Al calcular el índice KMO se obtuvo un valor de .667, mientras el test de esfericidad de Bartlett resultó en un valor $\chi^2 = 327.1$ para g.l. = 55 y $p = .0001$. Tales estadísticos mostraron suficientes correlaciones entre los ítems. El análisis paralelo indicó que debían conservarse dos factores. Estos explicaron un 39.44% de la varianza del modelo: el primer factor, un 20.25%, y el segundo factor, un 19.19% de dicha varianza. Nuevamente, el primer factor concentró los ítems relacionados con la dominancia mientras que el segundo agrupó a los ítems relacionados con el prestigio.

Tabla 3
Matriz rotada de ítems de escala SSSS para la muestra costarricense

Ítem	Matriz de configuración	
	Factor 1	Factor 2
Hay compañeros que me respetan y admiran	.032	.541
Estoy dispuesto a usar tácticas agresivas para conseguir lo que quiero	.561	.079
Disfruto teniendo control sobre los demás	.719	.024
He ganado distinción y prestigio social entre mis compañeros	-.042	.642
A menudo trato de lograr las cosas a mi modo sin importar lo que otros puedan querer	.456	-.246
Trato de controlar a los demás en vez de permitirles controlarme	.537	.115
Los que me conocen me tienen alta estima	-.019	.554
Los demás siempre esperan que tenga éxito	-.022	.340
Hay algunos temas en que los demás me consideran un experto	.141	.371
Los demás saben que es mejor dejar que me salga con la mía	.611	.054
Mis talentos y habilidades únicas son reconocidas por los demás	-.014	.506

Nota. Métodos de extracción de rango mínimo: dos factores extraídos. Rotación Promin.

Al obtener el coeficiente de congruencia factorial en la muestra española y en la muestra costarricense evaluando las dos dimensiones distintas en cada una de las muestras, prestigio y dominancia, se obtuvo respectivamente un valor de .0437 y 0.371. Estos resultados evidenciaron que las dimensiones eran independientes y no existía entre ellas una similitud importante. Por otro lado, al obtener el coeficiente de congruencia comparando las mismas dimensiones, pero en diferentes muestras, se obtuvo un valor de .941 para el prestigio autopercebido

y un valor de .980 para la dominancia autopercebida. Estos resultados fueron una clara evidencia de equivalencia al comparar las dimensiones que se suponían idénticas en distintos contextos.

Análisis factorial confirmatorio

En primer lugar se procedió a aplicar el análisis confirmatorio en la muestra española. Un primer modelo, o modelo unidimensional, hizo depender todas las variables observadas de un solo factor latente o concepto denominado *estatus*, tal y como se representa en la figura 1. Los resultados de los índices de bondad de ajuste para este primer modelo se presentan en la tabla 4.

Como puede observarse, los índices de bondad de ajuste obtuvieron valores que indican que el modelo se ajustó pobremente al comportamiento de los datos. Ni el índice χ^2 , ni los índices NFI, CFI, TLI, ni el índice RMSEA, obtuvieron valores ubicados dentro de los rangos que indican un adecuado ajuste del modelo a los datos.

Tabla 4
Índices de bondad de ajuste para el modelo unidimensional aplicado a la muestra española

χ^2	g. l.	p	NFI	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)
257.753	44	.0001	.537	.574	.468	.151 (LO-90 = .133-HIGH-90 = .169)

Posteriormente se evaluó el modelo bidimensional restringido en la muestra española. En este se hicieron depender los ítems de dos factores latentes; los ítems que se propusieron como vinculados a la búsqueda de prestigio cultural se hicieron depender de un factor que se etiquetó como *prestigio* y los ítems que se propusieron como vinculados a la búsqueda de estatus por dominancia se hicieron depender de un factor que se etiquetó precisamente como *dominancia*. Para el caso de la muestra española,

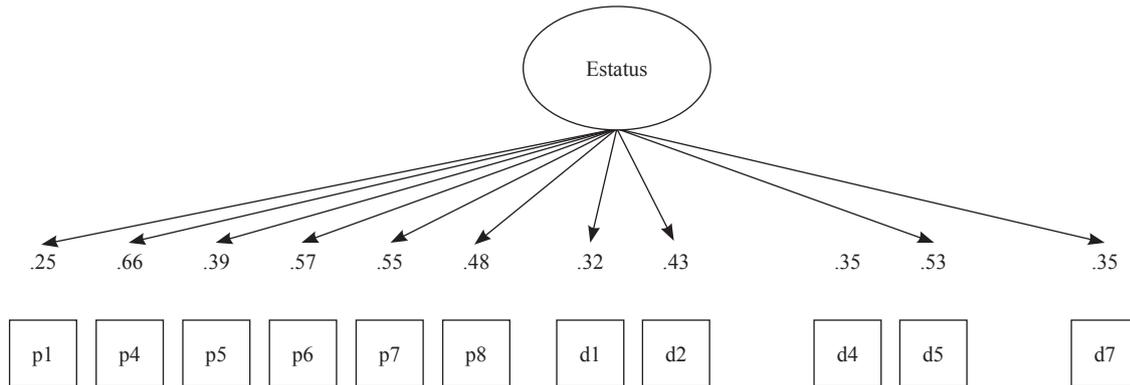


Figura 1. Modelo unidimensional sobre estatus social autopercebido aplicado a la submuestra española

en el modelo bidimensional restringido se conectaron también los dos factores latentes por medio de un sendero. Los resultados se presentan en la figura 2 y la tabla 5. Puede observarse cómo se obtuvieron relativos mejores indicadores de ajuste en comparación con el modelo unidimensional, aunque estos no estuvieron dentro de los márgenes idóneos.

La aplicación del método de Hull y la rotación procrustea oblicua para obtener un modelo bidimensional irrestricto en la muestra española arrojó un índice RMSEA igual a .81 y un índice CFI igual a .903, este último alcanzó un nivel bastante adecuado; mientras que el índice RMSEA no difirió mucho del obtenido en la versión restringida.

Tabla 5
Índices de bondad de ajuste para el modelo bidimensional aplicado a la muestra española

χ^2	<i>g. l.</i>	<i>p</i>	NFI	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)
110.746	43	.0001	.801	.865	.827	.086 (LO-90 = .066-HIGH-90 = .106)

El paso siguiente fue aplicar el análisis confirmatorio a los datos procedentes de la muestra costarricense. Tal y como el caso anterior, en primer lugar, se obtuvieron los resultados al utilizar

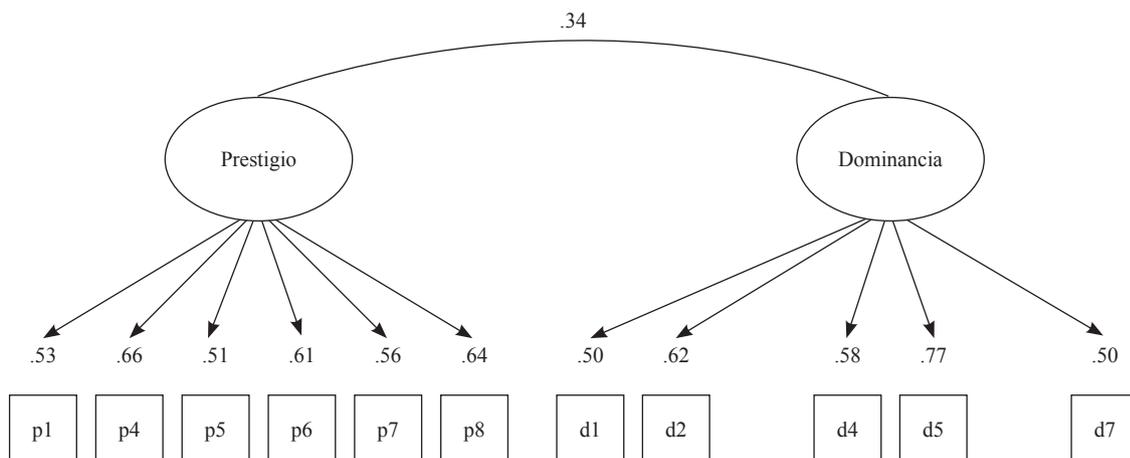


Figura 2. Modelo bidimensional sobre estatus social autopercebido aplicado a la submuestra española

el modelo unidimensional sobre estatus social autopercebido, el mismo se presenta en la figura 3 y los estadísticos correspondientes pueden ser observados en la tabla 6. Del mismo modo que en la muestra española, este modelo no representó un adecuado ajuste al comportamiento de los datos.

Como siguiente paso se procedió a aplicar el modelo bidimensional restringido a la muestra de Costa Rica. El resultado de este análisis puede observarse en la figura 4 y la tabla 5. Puede constatarse como el modelo bidimensional restringido representó una relativa mejora en lo referido al ajuste a los datos, tal y como lo reflejan los indicadores estadísticos obtenidos. Especialmente, el índice

Tabla 6
Índices de bondad de ajuste para el modelo unidimensional aplicado a la muestra costarricense

χ^2	<i>g.l.</i>	<i>p</i>	NFI	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)
299.474	44	.0001	.427	.454	.317	.164 (LO-90 = .146-HIGH-90 = .181)

RMSEA estuvo dentro del margen considerado aceptable, aunque no idóneo. Es importante señalar también que la correlación entre factores latentes no fue significativa en el caso de Costa Rica.

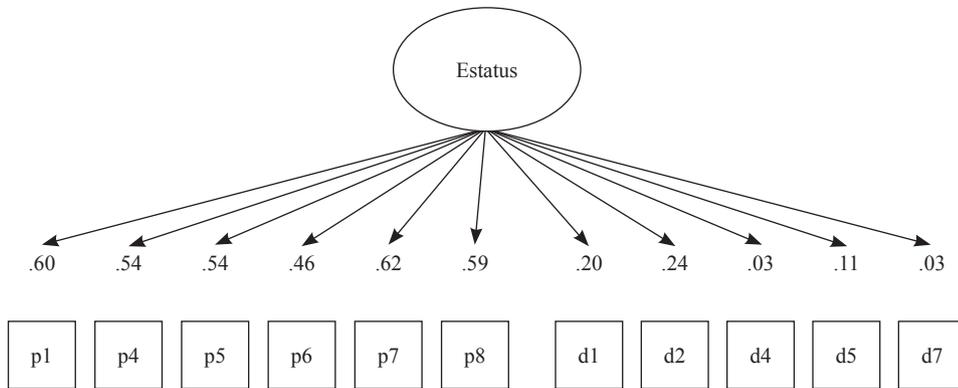


Figura 3. Modelo unidimensional sobre estatus social autopercebido aplicado a la submuestra costarricense

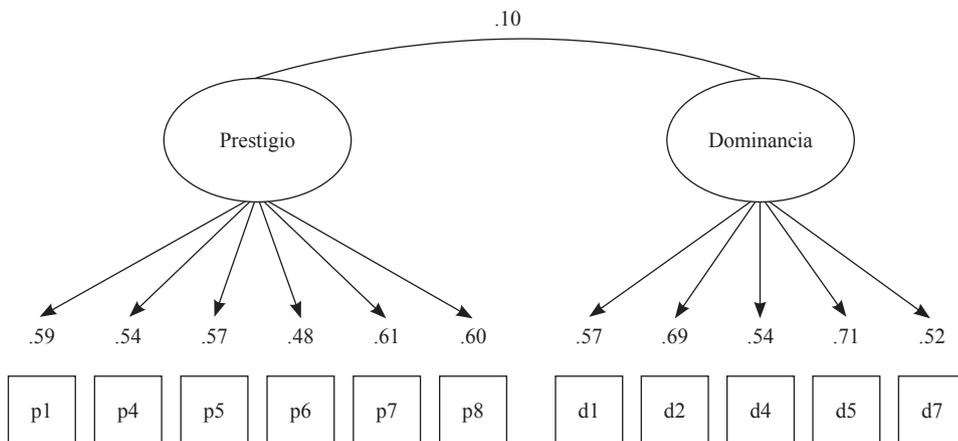


Figura 4. Modelo bidimensional sobre estatus social autopercebido aplicado a la submuestra costarricense

Tabla 7
Índices de bondad de ajuste para el modelo bidimensional aplicado a la muestra costarricense

χ^2	g. l.	p	NFI	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)
97.334	43	.0001	.814	.884	.851	.076 (LO-90 = .056-HIGH-90 = .097)

Al aplicar el método de Hull y la rotación procrustea oblicua a un modelo bidimensional irrestricto en la muestra de Costa Rica, el índice RMSEA obtenido por medio de factor 9.2 se mantuvo en el nivel .076, mismo resultado alcanzado para el modelo bidimensional restricto obtenido por medio de AMOS 16. Mientras tanto, el índice CFI alcanzó un nivel de .906, que representa un ligero mejor resultado que el obtenido en el modelo bidimensional restricto.

Discusión

Con respecto a la consistencia de las mediciones, en el presente trabajo se estableció que debía alcanzarse, al menos, una fiabilidad de un coeficiente alfa igual o mayor a .7. Dicho nivel es convencionalmente aceptado como indicador de una consistencia interna aceptable (Cortina, 1993; García, 2006; Oviedo & Campos-Arias, 2005). Así también cada uno de los ítems de una medición debía presentar una correlación superior a .2 con el conjunto de la subescala (Martínez, Hernández & Hernández, 2006).

La aplicación de dichos criterios implicó que las subescalas utilizadas no fueron las mismas con las que se ha trabajado en la investigación previa. Esto presentó como desventaja que no se utilizaron exactamente los mismos instrumentos trabajados en la investigación internacional; no obstante, realizar este procedimiento aseguró que las subescalas eran de la mejor calidad posible. En busca de asegurar dicha calidad se mantuvo esta decisión.

La medición de prestigio autopercebido obtuvo una baja fiabilidad en la muestra española, debido a que dos ítems (3 y 5) correlacionaron muy bajo con el resto de la subescala. Exactamente el mismo fenómeno ocurrió en la muestra costarricense, donde también los mismos dos ítems afectaron la fiabilidad de la medición. Al retirar estos ítems, la subescala de prestigio alcanzó el mínimo de fiabilidad aceptable (coeficiente $\alpha = .719$) en la muestra española pero no así en la muestra de Costa Rica (coeficiente $\alpha = .684$) por lo que en el caso de esta última fue necesario realizar el análisis de datos partiendo de una fiabilidad levemente menor que la inicialmente propuesta.

Al observar las características de los ítems que tuvieron que ser retirados de la subescala de prestigio se constata claramente que se trató de los ítems que constituyeron afirmaciones reversas sobre la autopercepción del prestigio. Esto es muestra de que probablemente estos no fueron bien comprendidos por los participantes del estudio en ambos países y esto produjo las bajas asociaciones con el conjunto de la subescala.

A diferencia de la subescala de prestigio, que tuvo un comportamiento similar en las submuestras de ambos países, en el caso de la subescala de dominancia autopercebida ocurrió un fenómeno disímil entre la muestra española y la muestra costarricense. Mientras que en la primera no fue necesario retirar ningún ítem, puesto que la subescala original completa tuvo una fiabilidad aceptable, en el caso de Costa Rica fue necesario retirar tres ítems reversos que afectaron la consistencia interna. Este resultado muestra la importancia de haber aplicado el análisis de fiabilidad por separado para cada país, debido a que no siempre los resultados fueron equivalentes.

Por otro lado, el hecho de que los ítems reversos hayan afectado la calidad de las mediciones, tanto al considerar la subescala de prestigio como en el caso de la subescala de dominancia aplicada en Costa Rica, sugiere que la medición de estos

constructos podría mejorarse específicamente por medio de la creación de nuevos ítems, especialmente de ítems reversos, diferentes a los que no han mostrado calidad para las muestras hispanoamericanas estudiadas.

Al considerar las fiabilidades obtenidas en los estudios antecedentes se tiene, por ejemplo, que Buttermore & Kirkpatrick (2009) obtuvieron coeficientes alfa de .81 y .83 para la subescala de dominancia y de .89 y .82 para la subescala de prestigio en muestras norteamericanas, así como coeficientes de .82 y .77 para la medición de dominancia y de .79 y .82 para el prestigio en otra muestra norteamericana y una asiática, respectivamente.

También en otro estudio previo Cheng, Tracy & Henrich (2010) obtuvieron fiabilidades de .83 para la dominancia y de .8 para el prestigio en una muestra norteamericana. Estos autores también aplicaron un procedimiento por medio del cual modificaron las subescalas en cuestión para que las personas clasificaran a sus pares de acuerdo con el uso de las diferentes estrategias de búsqueda de estatus, es decir, redactaron de modo diferente los ítems de las subescalas para que no midieran estrategias de búsqueda de estatus autoasignadas, sino estrategias de búsqueda de estatus asignadas a los pares, al desarrollar este procedimiento obtuvieron fiabilidades .88 y .85 para la dominancia y prestigio, respectivamente, y fiabilidades de .78 y .84 para la consistencia interevaluador de los instrumentos.

Como puede notarse al comparar los resultados de consistencia interna que se han obtenido en este estudio con los resultados de los estudios previos, se poseen niveles de consistencia interna menores en esta investigación. Frente a estos resultados debe reiterarse que es deseable que estas mediciones se mejoren para contextos como los estudiados. Para fines del desarrollo del presente trabajo puede decirse que la SSSS pasó la prueba de una mínima consistencia interna para ser utilizada, aunque esto se logró retirando aquellos ítems que correlacionaron bajo dentro de cada subescala.

El análisis exploratorio de factores fue evidencia de una validez de constructo adecuada para la SSSS. Este análisis permitió constatar que en las submuestras de ambos países se delineaban con claridad dos factores y que estos representaban claramente la dominancia autopercebida y el prestigio autopercebido, agrupando los ítems de cada una de las subescalas. Sin embargo, un punto que podría mejorarse es el porcentaje de varianza explicada que lograron los dos factores definidos como las dimensiones que era necesario conservar. En la muestra española los dos factores conservados representaron el 43.41% de la varianza total explicada; mientras que en la muestra costarricense representaron el 39.44%. En ambos casos se alcanzaron solamente niveles moderados de varianza explicada.

En el trabajo antecedente que incluye también análisis factoriales exploratorios (Buttermore & Kirkpatrick, 2009) no se indica cuál fue la varianza explicada obtenida, aunque del mismo modo que en este trabajo la solución factorial estuvo compuesta por dos factores que adecuadamente representaron a la dominancia y al prestigio. Henson y Roberts (2006) señalan que cerca de un 52% es la proporción media de varianza explicada que puede encontrarse en las investigaciones que usan esta técnica de análisis de datos, aunque es deseable que dicho porcentaje sea mayor.

Otro punto a favor de la validez de constructo es el resultado de los análisis de convergencia factorial, pues los resultados obtenidos con respecto a este son claramente los esperados: una baja convergencia al evaluar diferentes dimensiones en una misma muestra y una muy elevada convergencia al evaluar las mismas dimensiones en diferentes muestras.

El análisis confirmatorio de factores evidenció que en las submuestras de los dos países estudiados el modelo bidimensional resultaba una mejor solución en comparación con el modelo unidimensional; no obstante, tampoco el modelo bidimensional restringido arrojó estadísticos que reflejaran un ajuste

óptimo al comportamiento de los datos. A excepción del índice RMSEA, el cual estuvo dentro de un margen aceptable aunque no óptimo, el resto de los indicadores no alcanzaron los rangos esperados.

El resultado del análisis confirmatorio, así como el resultado de la baja varianza explicada en el análisis exploratorio, sugiere que es mejor ser cautos con la aceptación del modelo bidimensional restringido. Los modelos semiconfirmatorios irrestrictos mejoraron levemente los índices de bondad de ajuste obtenidos, especialmente el CFI. En la medida en que se mejore la calidad de las mediciones utilizadas resultará importante obtener la invarianza factorial de medición (débil, fuerte y estricta) (Byrne, 2004; Dimitrov, 2010) como una prueba más de la estabilidad de la medición entre diferentes grupos o contextos estudiados.

Aunque el modelo bidimensional restringido tiene respaldo en la investigación antecedente y el análisis exploratorio efectivamente agrupa los ítems de prestigio y dominancia por separado, todavía es necesario mejorar la medición para el tipo de contextos en los que se ha trabajado. A pesar de las limitaciones descritas, el modelo bidimensional sigue siendo la mejor opción disponible y puede utilizarse estando consciente de las limitaciones referidas.

Referencias

- Adler, N. E., Epel, E. S., Castellazzo, G. & Ickovics, J. R. (2000). Relationship of subjective and objective social status with psychological and physiological functioning: Preliminary data in healthy white women. *Health Psychology, 19*, 586-592. doi: 10.1037/0278-6133.19.6.586
- Barkow, J. (1975). Prestige and culture: a biosocial interpretation. *Current Anthropology, 16*, 553-572. doi: 10.1086/201619
- Bernstein, I. S. (1970). Primate status hierarchies. En L. A. Roseblum (Ed.), *Primate behaviour: Developments in field and laboratory research* (vol. 1, pp. 71-86). New York: Academic Press.
- Bonabeau, E., Theraulaz, G. & Deneubourg, J.L. (1999). Dominance orders in animal societies: The self-organization hypothesis revisited. *Bulletin of Mathematical Biology, 61*, 727-757. doi: 10.1006/bulm.1999.0108
- Buttermore, N. & Kirkpatrick, L. (2009). *Distinguishing prestige and dominance: Two distinct pathways to status*. Unpublished research project, University of Michigan.
- Byrne, B. (2004). Testing for multigroup invariance using AMOS graphics: A road less traveled. *Structural Equation Modeling: An Interdisciplinary Journal, 11*, 272-300. doi: 10.1207/s15328007sem1102_8
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basics concepts, applications and programming*. New York, USA: Routledge.
- Byrne, R. & Corp, N. (2004). Neocortex size predicts deception rate in primates. *Proceedings of the Royal Society of London, 271*, 1693-1699. doi: 10.1098/rspb.2004.2780
- Cha, E.S., Kim, K. & Erlen, J. (2007). Translation of scales in cross-cultural research: issues and techniques. *Journal of Advanced Nursing, 58*, 386-395. doi: 10.1111/j.1365-2648.2007.04242.x
- Cheng, J., Tracy, J. & Henrich, J. (2010). Pride, personality and the evolutionary foundations of human social status. *Evolution and Human Behavior, 31*, 334-347. doi:10.1016/j.evolhum-behav.2010.02.004
- Cheng, J. T., Tracy, J. L., Foulsham, T., Kingstone, A., & Henrich, J. (2013). Two ways to the top: Evidence that dominance and prestige are distinct yet viable avenues to social rank and influence. *Journal of Personality and Social Psychology, 104*, 103-125. doi: 10.1037/a0030398.
- Cortina, J.M. (1993). What is coefficient alpha?: An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology, 78*, 98-104. doi: 10.1037/0021-9010.78.1.98
- Cummins, D.D. (2005). Dominance, status, and social hierarchies. En D. Buss (Ed.), *Handbook*

- of evolutionary psychology* (pp. 676-697). New York, USA: John Wiley.
- Dimitrov, D.M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 42, 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Dugatkin, L. (1997). Winner and loser effects and the structure of dominance hierarchies. *Behavioral Ecology*, 8, 583-587. doi: 10.1093/beheco/8.6.583
- Enger, E. & Ross, F. (2002). *Concepts in biology* (10th ed.). New York: McGraw-Hill.
- Enquist, M. & Leimar, O. (1990). The evolution of fatal fighting. *Animal Behaviour*, 39, 1-9. doi: 10.1016/S0003-3472(05)80721-3
- Fieder, M., Huber, M., Bookstein, F., Iber, K., Schäfer, K., Winckler, G. & Wallner, B. (2005). Status and reproduction in humans: New evidence for the validity of evolutionary explanations on basis of a university sample. *Ethology*, 111, 940-950. doi: 10.1111/j.1439-0310.2005.01129.x
- Fleagle, J.G. (1988). *Primate adaptation and evolution*. New York, USA: Academic Press.
- García, C.H. (2006). La medición en ciencias sociales y en la psicología. En Landero, R. & González, M. T. (Eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación*. Distrito Federal México: Trillas.
- Gintis, H. (2000). Strong reciprocity and human sociality. *Journal of Theoretical Biology*, 206, 169-179. doi:10.1006/jtbi.2000.2111
- Gintis, H. & Bowles, S. (2011). *A cooperative species: Human reciprocity and its evolution*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Gerloff, U., Hartung, B., Fruth, B., Hohmann, G. & Tautz, D. (1999). Intracommunity relationships, dispersal pattern and paternity success in a wild living community of bonobos (*Pan paniscus*) determined from DNA analysis of faecal samples. *Proceedings of the Royal Society of London B*, 266, 1189-1195. doi: 10.1098/rspb.1999.0762
- Gough, H.G. (1987). *California Psychological Inventory Administrator's Guide*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Gough, H.G. (2000). The California Psychological Inventory. En C.E. Watkins & V.L. Campbell (Eds.), *Testing and assessment in counseling practice* (pp. 41-63). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Hawley, P.H., Little, T.D. & Card, N.A. (2008). The myth of the alpha male: A new look at dominance-related beliefs and behaviors among adolescent males and females. *International Journal of Behavioral Development*, 32, 76-88. doi: 10.1177/0165025407084054
- Hawley, P.H., Little, T. D. & Pasupathi, M. (2002). Winning friends and influencing peers: Strategies of peer influence in late childhood. *International Journal of Behavioral Development*, 5, 466-474. doi: 10.1080/01650250143000427
- Henrich, J. & Gil-White, F. (2001). The evolution of prestige: freely conferred status as a mechanism for enhancing the benefits of cultural transmission. *Evolution and Human Behavior*, 22, 1-32. doi: 10.1016/S1090-5138(00)00071-4
- Henson, R. K. & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research: common errors and some comment on improved practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 393-416. doi: 10.1177/00131644405282485
- Hopcroft, R.L. (2006). Sex, status, and reproductive success in the contemporary United States. *Evolution and Human Behavior*, 27, 104-120. doi: 10.1016/j.evolhumbehav.2005.07.004
- Hu, P., Adler, N. E., Goldman, N., Weinstein, M. & Seeman, T. E. (2005). Relationship between subjective social status and measures of health in older Taiwanese persons. *Journal of American Geriatrics Society*, 53, 483-488. doi: 10.1111/j.1532-5415.2005.53169.x

- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Johnson, R. T., Burk, J. A. & Kirkpatrick, L. A. (2007). Dominance and prestige as differential predictors of aggression and testosterone levels in men. *Evolution and Human Behavior*, 28, 345-351. doi: 10.1016/j.evolhumbehav.2007.04.003
- Kopp, M., Skrabski, A., Rethelyi, J., Kawachi, I. & Adler, N. E. (2004). Self-rated health, subjective social status and middle-aged mortality in a changing society. *Behavioral Medicine*, 30, 65-70. doi: 10.3200/BMED.30.2.65-72
- Leary, M. R., Cottrell, C. A. & Phillips, M. (2001). Deconfounding the effects of dominance and social acceptance on self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81, 898-909. doi: 10.1037/0022-3514.81.5.898
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: a method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-356. doi: 10.1207/S15327906MBR3403_3
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. doi: 10.1177/0146621613487794
- Lorenzo-Seva, U. & ten Berge, J. M. F. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, 2, 57-64. doi: 10.1027/1614-1881.2.2.57
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E. & Kiers, H. A. L. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46, 340-364. doi: 10.1080/00273171.2011.564527
- Martínez, M. R. (1999). *Psicometría: teoría de los tests psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.
- Martínez, M. R., Hernández, M. J. & Hernández, M. V. (2006). *Psicometría*. Madrid: Alianza.
- Matsamura, S. & Kobayashi, T. (1998). A game model for dominance relations among group-living animals. *Behavioral Ecology and Sociobiology*, 42, 77-84. doi: 10.1007/s002650050414
- Meder, A. (2007). Great ape social systems. En W. Henke y I. Tattersall (Eds.), *Handbook of paleoanthropology* (pp. 1235-1271). New York: Springer.
- Muller, M. N. (2002). Agonistic relations among Kanyawara chimpanzees. En C. Boesch, G. Hohmann y L. F. Marchant (Eds.), *Behavioural diversity in chimpanzees and bonobos* (pp. 112-124). New York: Cambridge University Press.
- Oviedo, H. C. & Campos-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34, 572-580.
- Raykov, T. & Little, T. D. (1999). A note on procrustean rotation in exploratory factor analysis: A computer intensive approach to goodness-of-fit evaluation. *Education and Psychological Measurement*, 59, 47-57. doi: 10.1177/0013164499591004
- Richerson, P. & Boyd, R. (1998). The evolution of human ultrasociality. En I. Eibl-Eibesfeldt y F. Slater (Eds.), *Indoctrinability, ideology, and warfare: evolutionary perspectives* (pp. 71-96). New York: Berghahn Books.
- Rodríguez-Muñoz, R., Bretman, A., Slate, J., Walling, C. A. & Tragenza, T. (2010). Natural and sexual selection in a wild insect population. *Science*, 328, 1269-1272. doi:10.1126/science.1188102
- Silk, J. B. (2007). Social components of fitness in primate groups. *Science*, 317, 1347-1351. doi:10.1126/science.1140734
- Slater, P. (1987). *Encyclopedia of animal behavior*. New York: Facts of Life.
- Snyder, J. K., Kirkpatrick, L. A. & Barrett, H. C. (2008). The dominance dilemma: Do women really prefer dominant mates? *Personal Relationships*, 15, 425-444. doi: 10.1111/j.1475-6811.2008.00208.x
- Swedell, L. (2012). Primate sociality and social systems. *Nature Education Knowledge*, 3, 84. Re-

- cuperado de: <http://www.nature.com/scitable/knowledge/library/primate-sociality-and-social-systems-58068905>
- Tabachnick, B. & Fidell, L. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston, Massachusetts: Pearson Education.
- ten Berge, J.M.F. & Kiers, H.A.L. (1991). A numerical approach to the exact and the approximate minimum rank of a covariance matrix. *Psychometrika*, 56, 309-315. doi: 10.1007/BF02294464
- Timmerman, M.E. & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. doi: 10.1037/a0023353.
- Von Rueden, C., Gurven, M. & Kaplan, H. (2011). Why do men seek status?: Fitness payoffs to dominance and prestige. *Proceedings of Biological Science*, 278, 2223-2232. doi: 10.1098/rspb.2010.2145
- Worthington, R. L. & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research a content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806-838. doi: 10.1177/0011000006288127

Fecha de recepción: 19 de diciembre de 2013
Fecha de aceptación: 9 de octubre de 2014

Anexo

Escala de Estatus Social Autopercebido de Buttermore y Kirkpatrick (2009). Traducción al español

Para cada ítem las opciones de respuesta son:

1) Fuertemente en desacuerdo, 2) en desacuerdo, 3) levemente en desacuerdo, 4) neutral, 5) levemente de acuerdo, 6) de acuerdo, 7) fuertemente de acuerdo.

1. Hay compañeros que me respetan y admiran
 2. Estoy dispuesto a usar tácticas agresivas para conseguir lo que quiero
 3. Los demás no valoran mi opinión (R)*
 4. Disfruto teniendo control sobre los demás
 5. Mis compañeros no quieren ser como yo (R)*
 6. No me gusta dar órdenes (R)**
 7. He ganado distinción y prestigio social entre mis compañeros
 8. A menudo trato de lograr las cosas a mi modo sin importar lo que otros puedan querer
 9. Trato de controlar a los demás en vez de permitirles controlarme
 10. Los que me conocen me tienen alta estima
 11. Los demás siempre esperan que tenga éxito
 12. No tengo una personalidad de carácter impositivo o dominante (R)**
 13. Hay algunos temas en que los demás me consideran un experto
 14. Los demás saben que es mejor dejar que me salga con la mía
 15. No disfruto teniendo autoridad sobre otras personas (R)**
 16. Mis talentos y habilidades únicas son reconocidas por los demás
-

Prestigio autopercebido: 1, 3, 5, 7, 10, 11, 13, 16.

Dominancia autopercebida: 2, 4, 6, 8, 9, 12, 14, 15

(R): afirmación reversa.

* Ítem no funcionó en muestra española y costarricense.

** Ítem no funcionó en muestra costarricense.

