

**EL AFECTO Y SUS DIMENSIONES:
MODELOS CONTRASTADOS MEDIANTE ANÁLISIS FACTORIAL
CONFIRMATORIO DE LA ESCALA PANAS**

**AFFECTION AND ITS DIMENSIONS:
MODELS CONTRASTED THROUGH CONFIRMATORY
FACTOR ANALYSIS OF PANAS SCHEDULE**

Pablo Ezequiel Flores Kanter * y Leonardo Adrián Medrano **
Universidad Siglo 21

Recibido: 04 de marzo de 2016

Aceptado: 22 de noviembre de 2016

RESUMEN

Dentro de las mediciones mediante autorreporte, una de las escalas más mencionadas en la literatura científica sobre las emociones es la Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS). Teniendo en cuenta las investigaciones precedentes, el presente trabajo tiene un objetivo principal, el de replicar en una muestra de estudiantes universitarios argentinos los hallazgos previos encontrados en otros países acerca de la dimensión factorial del PANAS. Para esto se utilizó el Análisis Factorial Confirmatorio. Si bien en general los resultados permiten dar cuenta de las propiedades convergente, discriminante y jerárquica del Afecto propuestas por Watson (2000), no se logran corroborar del todo estos postulados. Así, se evidencia que las variables observables Alerta y Excitado presentan una ponderación cruzada, afectando el ajuste global de los modelos. Finalmente, el modelo trifactorial del Afecto es el que presenta mejores índices de ajustes, tanto para el caso oblicuo como ortogonal.

Palabras clave: Análisis Factorial Confirmatorio, PANAS, estudiantes.

ABSTRACT

Within self-report measures, one of the most mentioned scales in the scientific literature on emotions is the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). Taking into account previous research, the present work has a main objective, to replicate in a sample of Argentine university students the previous findings found in other countries about the factorial dimension of PANAS. For this, it was used the Confirmatory Factor Analysis. Although in general the results showed that the hierarchical, discriminant and convergent affection properties proposed by Watson (2000) cannot be fully corroborated. Thus, it is evident that the observable variables Alert and Excited have a cross weighting, affecting the overall adjustment of the models. Finally, the trifactorial model of the Affect is the one that presents better indices of adjustments, both for the oblique and orthogonal cases.

Keywords: Confirmatory Factor Analysis, PANAS, students

* ezequielfk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

Introducción

El afecto ha demostrado jugar un rol central en la experiencia humana (Eich, Kihlstrom, Bower, Forgas y Niedenthal, 2003; Gray y Watson, 2007; Thayer, 1989, 1996; Watson, 2000). En este sentido, diversas investigaciones han dado cuenta de los efectos de los estados de ánimo sobre aspectos muy diversos de la conducta y la cognición humana. Así, puede observarse por ejemplo que los estados anímicos ejercen una influencia sobre la memoria y la elaboración de diversos juicios cognitivos (Bower y Forgas, 2001; Eich et al., 2003; Flores Kanter, Medrano y Manoilloff, 2014; Flores Kanter, Medrano y Conn, 2015; Forgas, 2001).

Dada la importancia que ha demostrado tener el afecto, diversos abordajes se han propuesto para medir los estados de ánimo y las emociones (Gray y Watson, 2007). Dentro de las mediciones mediante auto-reporte, una de las escalas más mencionadas en la literatura científica es la *Escala de Afecto Positivo y Negativo* (PANAS; Watson, Clark y Tellegen, 1988). Esta escala parte de un modelo dimensional, esto es, propone que el afecto está compuesto por un pequeño número de dimensiones generales. Concretamente, se propone un modelo dimensional con dos factores de orden superior: *Afecto Positivo* y *Afecto Negativo*. Asimismo, el modelo plantea la unipolaridad y relativa independencia de ambos factores (Gray y Watson, 2007; Watson, 2000).

Muchas investigaciones se han llevado a cabo con el objeto de verificar el modelo estructural propuesto inicialmente para el PANAS (Watson, 2000). En la presente investigación revisten de particular interés aquellos estudios llevados a cabo en la población de estudiantes universitarios, dado que es la muestra que se analizará en este trabajo. Así, Sandín et al. (1999) utilizaron la versión Española del PANAS y trabajaron sobre una muestra de estudiantes universitarios, con una edad media de 20 años ($DE = 2.30$), comparando un modelo unifactorial del afecto (i.e. una sola dimensión de afecto que explica la variabilidad de todos los ítems) contra un modelo bifactorial oblicuo (i.e. dos dimensiones latentes del afecto, afecto positivo y afecto negativo, relativamente independientes entre sí, esto es, permitiendo la covariación entre los constructos). Asimismo, para el análisis factorial confirmatorio (AFC) emplearon el método de estimación

de máxima verosimilitud (ML), permitiendo la covariación entre los valores residuales de los siguientes pares de ítems: *hostil-irritable*; *asustado-temeroso*; *culpable-avergonzado*; *nervioso-intranquilo*; *avergonzado-decيدido*. Los resultados permiten observar que el modelo unifactorial del afecto no alcanza índices adecuados de ajustes; mientras que el modelo bifactorial del afecto resultó satisfactorio. Este último modelo alcanzó índices de ajustes adecuados ($CFI = .92$; $GFI = .91$; $RMSEA = .04$); así como saturaciones factoriales significativas (la mayoría superior a .60; valores comprendidos entre .44 y .76) entre las variables latentes (i.e. afecto positivo y afecto negativo) y las variables observables (i.e. ítems del PANAS). Por último, pudo corroborarse también la independencia entre los constructos afecto positivo y afecto negativo, resultando la relación entre ambas no significativa y negativa ($r = -.16$).

Por su parte, Terracciano, McCrae y Costa (2003) llevaron a cabo un análisis factorial confirmatorio de la versión Italiana del PANAS sobre una muestra compuesta por estudiantes universitarios y adultos, con una media de edad de 28 años ($DE = 9.78$). Los autores, utilizando el método de estimación ML, no encontraron resultados favorables de índices de ajustes para el modelo del afecto de dos factores oblicuos. Sin embargo, al emplear el método de mínimos cuadrados no ponderados (unweighted least squares), el modelo mencionado con anterioridad muestra índices de ajustes adecuados, tanto para el estado afectivo ($GFI = .95$; $AGFI = .94$; $NFI = .91$), como para el rasgo afectivo ($GFI = .94$; $AGFI = .93$; $NFI = .90$). Cabe mencionar que cuando compararon el modelo bifactorial ortogonal (la covariación entre los factores latentes Afecto Positivo y Negativo se fija a 0) con el oblicuo, sólo observaron diferencias estadísticamente significativas en favor del modelo de dos factores oblicuos para el caso del rasgo afectivo. Sumado a esto, la correlación observada entre las variables latentes afecto positivo y afecto negativo fue muy baja y negativa para el caso del estado afectivo ($r = -.09$), y baja negativa en el rasgo afectivo ($r = -.14$).

Otro estudio factorial confirmatorio reciente fue llevado a cabo por Tuccitto, Giacobbi y Leite (2010). Se trabajó con una versión Estadounidense del PANAS y sobre una muestra de atletas universitarios, con una media de edad

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

de 20 años ($DE = 2.34$). En este caso, mediante el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (diagonally weighted least squares), los autores contrastaron cinco tipos de modelos: (a) modelo unifactorial del afecto; (b) modelo bifactorial ortogonal del afecto; (c) modelo bifactorial oblicuo del afecto; (d) modelo bifactorial oblicuo del afecto pero permitiendo la correlación entre los errores de los ítems, en función de las categorías de estados anímicos propuestas por Zevon y Telleguen (en Tuccitto et al., 2010; Crawford y Henry, 2004); y (e) semejante al modelo anterior *d* excepto que los factores afecto positivo y negativo fueron ortogonalmente especificados. De manera similar a los estudios previos mencionados, los resultados indican que el modelo unifactorial del afecto no alcanza índices satisfactorios de ajustes; mientras que, entre los modelos restantes confrontados, los modelos bifactorial oblicuo y ortogonal del afecto, en donde se permite la correlación de los errores residuales, alcanzan los mejores índices de ajustes ($CFI = .99$; $RMSEA = .05$). Sin embargo, el modelo ortogonal recibe mayor sustento dada la no significación estadística encontrada en la correlación de los factores latentes ($r = -.08$, $p = .55$).

Sumado a los anteriores antecedentes, Merz y Roesch (2011) llevaron a cabo el análisis factorial confirmatorio de la escala PANAS en su versión en idioma inglés, en una muestra de estudiantes universitarios con una media de edad de 20.12 ($DE = 2.09$). Se aplicó un análisis factorial multilevel, empleando el método de estimación de máxima verosimilitud para verificar la adecuación de los modelos unifactorial, de dos factores ortogonales y de dos factores oblicuos; tanto para las medidas de estado del afecto (i.e. cómo me siento en este momento) como para las medidas del rasgo del afecto (i.e. cómo me siento habitualmente). El modelo de dos factores oblicuos es el único que alcanzó índices adecuados de ajuste global cuando se permite la correlación de los errores residuales de los ítems que solapan en su contenido ($CFI = .90$; $RMSEA = .04$). Por último, las correlaciones entre los factores Afecto Positivo y Negativo se presentan con una intensidad entre baja y moderada, y cercana a la significación estadística. Esto se observó al evaluar la correlación entre los sujetos ($r = .29$, $p = .08$) y dentro de los mismos sujetos ($r = -.37$, $p = .06$).

Por su parte, Gargurevich y Matos (2012) llevaron a cabo un AFC en una muestra de estudiantes universitarios peruanos. En este caso, el AFC se aplicó a dos muestras de estudiantes, una compuesta por 289 alumnos, y otra compuesta por 175 alumnos. Para el análisis se probaron 3 modelos: (a) Modelo Unifactorial; (b) Modelo Ortogonal de dos Factores; (c) Modelo Oblicuo de dos Factores. Los resultados indican que el modelo unifactorial no alcanza índice de ajustes adecuados, mientras que los modelos b y c muestran buenos índices de ajustes en ambas muestras, siendo superior el ajuste del modelo oblicuo de dos factores (Índices Muestra 1: $S-B\chi^2 = 856.97$; $RMSEA = .068$; $CFI = .97$; $AIC = 938.97$; Índices Muestra 2: $S-B\chi^2 = 836.31$; $RMSEA = .079$; $CFI = .96$; $AIC = 918.31$). Finalmente, la correlación observadas entre las escalas de afecto positivo y negativo fue positiva en ambas muestras (Muestra 1 $r = .36$, $p < .001$; Muestra 2 $r = .24$, $p < .05$).

A continuación se detallarán una serie de estudios que, si bien no trabajaron con muestras de estudiantes universitarios, revisten de importancia dado que comparan, además de los modelos unifactorial y bifactorial ya propuestos anteriormente, un *modelo de tres factores* propuesto por Mehrabian (1997). De esta forma, Galinha, Pereira y Esteves (2013) llevaron a cabo un análisis factorial confirmatorio en una muestra de adultos, con edades comprendidas entre los 20 y 58 años, utilizando la versión Portuguesa del PANAS. El modelo trifactorial separa la variable latente de orden superior Afecto Negativo en dos factores latentes de orden inferior:

1. la variable *Temeroso* que incluye los ítems asustado; nervioso; temeroso; culpable; avergonzado e intranquilo
2. la variable *Disgustado*, que incluye los ítems afligido; disgustado; irritable y hostil.

Mediante el método de ML se compararon principalmente los siguientes modelos: (a) modelo bifactorial ortogonal del afecto; (b) modelo bifactorial oblicuo del afecto; (c) modelo de tres factores; (d) modelo bifactorial del afecto permitiendo la correlación entre los errores de los ítems, en función de las categorías de estados anímicos propuestas por Zevon y Telleguen (en Crawford y Henry, 2004; Tuccitto et al., 2010); (e) modelo bifactorial del afecto permitiendo la correlación entre los

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

errores de los ítems, en función de las categorías de estados anímicos propuestas por Zevon y Telleguen (en Crawford y Henry, 2004; Tuccitto et al., 2010), posibilitando a su vez que la variable *Excitado* cargue tanto en la variable latente afecto positivo como en la variable latente afecto negativo; (f) modelo de tres factores permitiendo la correlación entre los errores de los ítems, considerando las categorías de estados anímicos propuestas por Zevon y Telleguen (en Tuccitto et al., 2010; Crawford y Henry, 2004), y cargando la variable *Excitado* tanto en la variable latente afecto positivo como en la variable latente afecto negativo. Al igual que en los estudios de Tuccitto et al. (2010), el modelo (d) bifactorial del afecto permitiendo la correlación entre los errores de los ítems mencionados alcanzó índices de ajustes adecuados (CFI = .91; RMSEA = .06). Sin embargo, los modelos que mejor ajustes alcanzaron fueron el modelo de dos factores (modelo e) y tres factores (modelo f) independientes ($r = -.05$) que permitieron la correlación entre los errores de los ítems, y que cargaron la variable *Excitado* tanto en la variable latente afecto positivo como en la variable latente afecto negativo (CFI = .93; RMSEA = .06); no observándose diferencias significativas en los valores de ajustes chi cuadrado de estos dos últimos modelos mencionados.

Similarmente, Gaudreau, Sanchez y Blondin (2006) aplicando la versión Francesa-Canadiense del PANAS, compararon el modelo del afecto de tres factores (Mehrabian, 1997) con el modelo de dos factores (Watson et al., 1988), en una muestra de atletas con una media de edad de 19.43 ($DE = 5$). En este caso se verifica que el modelo de tres factores alcanza los mejores índices de ajuste globales, pero además, este modelo logra índices de ajustes adecuados cuando se permite la ponderación cruzada de ítems relacionados con el estado ansioso (e.g. *Excitado*; *Alerta*) tanto con la variable latente afecto positivo como con la variable latente afecto negativo (CFI = .93; RMSEA = .06).

Por último, Crawford y Henry (2004) también propusieron comparar los modelos del afecto unifactorial, de dos factores ortogonales y oblicuos, y de tres factores. El estudio se llevó a cabo en una muestra del Reino Unido de adultos, que presentaron una media de edad de 42.9 ($DE = 15.7$). Los únicos modelos que alcanzan índices adecuados de ajustes son a) el modelo de dos factores

ortogonales que permite la correlación entre los errores residuales propuestos por Zevon y Telleguen (en Crawford y Henry, 2004; Tuccitto et al., 2010) (RCFI = .93; RMSA = .06); b) el modelo de dos factores oblicuos que permite la correlación entre los errores residuales propuestos por Zevon y Telleguen (en Crawford y Henry, 2004; Tuccitto et al., 2010) (RCFI = .94; RMSA = .06) y la ponderación cruzada del ítem *Excitado*; y c) el modelo de tres factores (RCFI = .90; RMSA = .07). Sin embargo, basado en los valores chi cuadrado el modelo (b) de dos factores oblicuo es el que muestra un mejor ajuste, dando cuenta de una correlación moderada entre las variables latentes ($r = -.30$, $p < .001$). Cabe mencionar también aquí que en el modelo (c) de tres factores no se permitió la correlación de errores residuales ni la ponderación cruzada.

Sintetizando, los estudios previos sobre la estructura factorial del PANAS permiten concluir que, (1) existe evidencia favorable acerca de la estructura bifactorial del afecto (tanto para el modelo oblicuo como para el ortogonal), contrariamente a la (2) evidencia desfavorable sobre una estructura unifactorial del afecto. Por último, (3) es posible proponer nuevas formas de agrupación de las dimensiones del afecto, dado que el modelo de tres factores manifiesta en algunos de los antecedentes un mejor ajuste en comparación a los modelos anteriormente mencionados.

Teniendo en cuenta lo anteriormente desarrollado el presente trabajo tiene un objetivo principal, el de replicar en una muestra de estudiantes universitarios Argentinos los hallazgos previos encontrados en otros países acerca de la dimensión factorial del PANAS. Para esto se propone comparar los modelos más contrastados en la literatura previa (i.e. modelo de uno, dos y tres factores). Cabe mencionar que en el contexto Argentino sólo existen hasta el momento estudios exploratorios de la escala, los cuales se llevaron a cabo en estudiantes universitarios (Medrano, Flores Kanter, Trógolo, Curarello y Gonzáles, 2015), en adultos (Moriondo, De Palma, Medrano y Murillo, 2011), y en niños (Schulz, Lemos y Richaud de Minzi, 2009). Asimismo, en esta investigación se propone evaluar tanto el estado afectivo (i.e. Afecto experimentado *en este momento*) como el rasgo afectivo (i.e. Afecto experimentado *en el último mes*).

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

Metodología

Participantes

La muestra estuvo constituida por un total de 624 estudiantes universitarios de Argentina. Es importante mencionar aquí que este número de participantes es idóneo para lograr estimaciones más precisas cuando se utiliza el método de estimación de Máxima Verosimilitud (Lei y Lomax, 2005), método aplicado en la presente investigación. Por otra parte, la selección de los participantes se realizó mediante un muestreo no probabilístico autoelegido (Bologna, 2012). Se obtuvo una muestra bastante heterogénea en términos de unidades académicas a las cuales pertenecían los estudiantes, resultando del total un 38.5% estudiantes de Psicología, un 28% estudiantes de Abogacía, y un 33.5% correspondiente a otras carreras (e.g. Medicina; Artes). Por otra parte, el 74.4% de la muestra eran mujeres, mientras que el 25.6% restante eran varones. Las edades de los participantes estuvieron comprendidas entre los 17 y los 55 años ($M = 25.25$; $DE = 7.07$).

Instrumentos

Se trabajó con la Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS), adaptada al medio local por Medrano et al. (2015). Siguiendo la escala original propuesta por Watson et al. (1988), la misma consiste en 20 ítems, 10 que miden estados afectivos positivos y 10 que miden estados afectivos negativos. En la adaptación de dicha escala se observó la existencia de dos factores que explican en conjunto un 40.91% de la variabilidad del instrumento, obteniéndose índices de consistencia interna aceptables ($\alpha = .83$ para Afecto Negativo; $\alpha = .82$ para Afecto Positivo). Cabe mencionar que para el presente estudio se utilizó una versión on-line de la escala, subida a la plataforma de Google Forms (<https://www.google.com.ar/intl/es-419/forms/about/>) desde donde los participantes daban sus respuestas. Finalmente, en el presente estudio las instrucciones dadas a los participantes fueron levemente diferentes y referían tanto al estado afectivo (i.e. la intensidad afectiva vivenciada en este preciso momento) como al rasgo afectivo (i.e. intensidad afectiva experimentada en el último mes); y las opciones de respuestas posibles iban desde *Muy Poco o Nada* (1) hasta *Mucho o Totalmente* (5).

Procedimiento

La presente investigación presenta un estudio de tipo instrumental (Montero y León, 2007). La misma se desarrolló de la siguiente manera. En primer lugar, la solicitud a participar del estudio se hizo de manera on-line, principalmente a través de redes sociales y e-mail. Antes de responder a la escala PANAS, los estudiantes tenían acceso a una primera información que hacía referencia a los objetivos del estudio, su participación voluntaria, y el anonimato de sus respuestas. Posteriormente, obtenido el consentimiento, los estudiantes luego debían responder con qué intensidad experimentaban las emociones mencionadas en este momento (PANAS/estado) y durante el último mes (PANAS/rasgo).

En relación al análisis de datos, en primer lugar se llevaron a cabo análisis exploratorios iniciales para verificar la distribución normal univariada y multivariada de las variables. Al llevar a cabo estos análisis se tuvo en cuenta, por un lado, el estudio de Lei y Lomax (2005), quienes mostraron que valores de asimetría entre 1.7 y 1.76, y de curtosis entre 3.5 y 3.9, aún dando cuenta de alejamientos severos de la normalidad, no presentan sesgos considerables en la estimación de los parámetros mediante el método de máxima verosimilitud (ML), ni afectan los índices de ajustes de indicadores como el CFI, y NFI. Por otro lado, se consideró también lo indicado por Rodríguez Ayán y Ruiz Días (2008) sobre la normalidad multivariada. Según los autores, un índice de Mardia de curtosis multivariada obtenida por AMOS que no supere el valor de 70 es indicativo de que la estimación de máxima verosimilitud proporcionará adecuados resultados.

Respecto al AFC, y atendiendo a las anteriores investigaciones mencionadas, se calcularon varios índices de ajustes globales para verificar la adecuación de los modelos propuestos. Concretamente, y dado los valores de normalidad univariada y multivariada presente en los datos (ver Resultados), las estimaciones se llevaron a cabo mediante el método ML; calculando además medidas de ajustes absolutos (i.e. chi cuadrado y RMSEA) y medidas de ajustes incrementales (i.e. TLI, CFI, y NFI). Los índices de ajustes mencionados son los más recomendados para su uso (Hu y Bentler, 1998; Lei y Lomax, 2005), dada la confiabilidad que ofrecen en la estimación de los ajustes del modelo. Asimismo, se seguirán las recomendaciones

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

de la literatura con respecto al valor de corte de los índices de ajustes para poder ser considerados satisfactorios (Hu y Bentler, 1998); esto es, valores entre .05 y .08 para el índice RMSEA; y valores superiores a .90 para los índices TLI, CFI, y NFI. En cuanto a los modelos teóricos comparados, estos fueron: a) modelo unifactorial del afecto; b) modelo bifactorial del afecto ortogonal (Variables Latentes: Afecto Positivo y Negativo; donde las covarianzas entre las variables latentes son fijadas a 0); c) modelo bifactorial del afecto oblicuo (el valor de la covarianza entre las variables latentes no se fija a ningún valor); d) modelo del afecto de tres factores, según las dimensiones propuestas por Mehrabian (1997), ortogonal; y e) el mismo modelo trifactorial anterior pero oblicuo. Finalmente, se calcularon dos índices de fiabilidad, la Fiabilidad Compuesta de cada constructo (\bar{n} ; Boubeta,

Mallou, Piñeiro y Lévy Mangin, 2006) y el coeficiente alfa de Cronbach. Para todos los análisis mencionados se utilizó el programa AMOS IBM 20, el software SPSS IBM 20, y el software Excel 2010.

Resultados

Análisis Exploratorios Iniciales

Antes de llevar a cabo el AFC se procedió a verificar el supuesto de normalidad univariante y multivariante requerido para este tipo de análisis (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999). Respecto a los análisis univariantes, es posible ver en la tabla 1 que, ni para el Estado ni para el Rasgo Afectivo, se observan valores de asimetría superiores a 1.76 y de curtosis superiores a 3.9 en las distintas emociones evaluadas.

Tabla 1

Análisis de normalidad univariante: asimetría y curtosis para el estado y rasgo afectivo (N = 624).

Afecto	PANAS/estado		PANAS/rasgo	
	Asimetría	Curtosis	Asimetría	Curtosis
Interesado	-.361	-.501	-.589	-.268
Afligido	.861	-.258	.392	-.760
Excitado	.731	-.496	.157	-.898
Disgustado	1.187	.557	.506	-.590
Fuerte	-.053	-.776	-.104	-.695
Culpable	1.359	.982	.998	.038
Asustado	1.153	.293	.778	-.486
Hostil	1.469	1.314	1.038	.171
Entusiasmado	-.368	-.663	-.487	-.451
Orgullosa	-.150	-.990	-.145	-.915
Irritable	.677	-.636	.391	-.826
Alerta	.151	-.969	.033	-.809
Avergonzado	1.602	1.741	1.278	.895
Inspirado	-.045	-.870	-.165	-.750
Nervioso	.307	-1.094	-.018	-1.088
Decidido	-.250	-.785	-.308	-.748
Atento	-.383	-.477	-.251	-.517
Intranquilo	.536	-.898	.233	-1.038
Activo	-.238	-.644	-.312	-.667
Temeroso	1.119	.330	.852	-.395

* ezequielfk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

Respecto a la normalidad multivariante se observa un valor adecuado del índice de Mardia (valores menores a 70) para la muestra total, tanto en el caso del Estado Afectivo como del Rasgo Afectivo (kurtosis multivariada = 64.06). Debido a estos resultados, es posible asumir la normalidad univariada y multivariada, y proseguir con el AFC, aplicando el método de estimación de máxima verosimilitud.

Prueba de Modelos mediante el AFC

Se indicarán a continuación los resultados de los índices de ajustes obtenidos para los modelos propuestos; tanto con respecto al PANAS/estado como en relación al PANAS/rasgo. En los cinco modelos contrastados se permitió la correlación de ciertos errores residuales, los cuales, a los fines de la comparación, fueron los mismos para todos los modelos. Para simplificar los datos, la información respecto a los índices de ajustes de los modelos sin la correlación de errores residuales será omitida, dado que los mismos no alcanzaban índice de ajustes adecuados. Lo mismo ocurre para el caso de la ponderación cruzada de los ítems *Alerta* y *Excitado* con la variable latente Afecto Positivo y Afecto Negativo. Es importante mencionar finalmente que los errores residuales de los ítems a los cuales se les permitió su correlación recibieron aplicaciones similares en los estudios antecedentes (Galina et al., 2013; Sandín et al., 1999; Tuccitto et al., 2010; Terracciano et al., 2003), en función de que el contenido de esos ítems posee un alto grado de solapamiento entre sí. Estos errores residuales fueron correlacionados en el presente estudio de manera post hoc, es decir, también en función de los índices de modificación (IM). Respecto a la ponderación cruzada de los ítems

Alerta y *Excitado*, esto se llevo a cabo partiendo de la evidencia previa (Crawford y Henry, 2004; Galinha et al., 2013; Gaudreau et al., 2006; Medrano et al., 2014) y considerando además de los IM obtenidos.

Como puede observarse en la tabla 2 y 3, tanto en el PANAS/estado como en el PANAS/rasgo el modelo unifactorial del afecto es el único que se aleja de manera notoria de los índices de ajustes adecuados. En relación a los restantes modelos contrastados, puede apreciarse que el de dos y tres factores latentes alcanzan en su mayoría índices de ajustes adecuados. En el caso específico del PANAS/estado (tabla 2) se observa una diferencia estadísticamente significativa en el ajuste de los modelos, si uno tiene en cuenta los cambios en los valores χ^2 . Así, el modelo de tres factores ortogonales se diferencia de manera estadísticamente significativa tanto con el modelo de dos factores ortogonales ($\Delta\chi^2 = 19.24$; $gl = 2$; $p < .001$) como oblicuos ($\Delta\chi^2 = 18.53$; $gl = 1$; $p < .001$). Resultados muy similares y significativos se observan cuando se compara el modelo trifactorial oblicuo con los restantes modelos bifactoriales. Aún así, no se observa una diferencia estadísticamente significativa entre el modelo de tres factores oblicuos y ortogonales ($\Delta\chi^2 = 0.41$; $gl = 1$; $p = .521$). Por otro lado, en el PANAS/rasgo (tabla 3) se aprecia algo parecido, en donde el modelo de tres factores ortogonales se diferencia de manera estadísticamente significativa tanto con el modelo de dos factores ortogonales ($\Delta\chi^2 = 26.12$; $gl = 2$; $p < .001$) como oblicuos ($\Delta\chi^2 = 10.76$; $gl = 1$; $p < .001$). Sin embargo, en el PANAS/rasgo si se aprecia una diferencia estadísticamente significativa entre el modelo de tres factores oblicuos y el ortogonal ($\Delta\chi^2 = 20.68$; $gl = 1$; $p < .001$).

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

Tabla 2*Índices de ajustes de los modelos para el PANAS/estado (N = 624).*

Modelos	χ^2	gl	TLI	NFI	CFI	RMSEA
Un Factor C.E	2423.83	163	.494	.551	.566	.149
Dos Factores Ortogonal C.E*	570.00	161	.907	.894	.921	.069
Dos Factores Oblicuos C.E*	569.29	160	.910	.894	.921	.064
Tres Factores Ortogonal C.E*	550.76	159	.910	.898	.925	.063
Tres Factores Oblicuos C.E*	550.35	158	.909	.898	.925	.063

Nota. C.E = correlación de errores residuales entre los ítems: Fuerte-Orgullosa; Atento-Alerta; Intranquilo-Nervioso; Asustado-Temeroso; Avergonzado-Culpable; Hostil-Irritable; Afligido-Disgustado. * = ponderación cruzada de los ítems: Alerta; Excitado.

Tabla 3*Índices de ajustes de los modelos para el PANAS/rasgo (N = 624).*

Modelos	χ^2	gl	TLI	NFI	CFI	RMSEA
Un Factor C.E	1748.01	163	.673	.700	.719	.125
Dos Factores Ortogonal C.E*	563.05	161	.916	.903	.929	.063
Dos Factores Oblicuos C.E*	547.69	160	.918	.906	.931	.062
Tres Factores Ortogonal C.E*	536.93	159	.920	.908	.933	.062
Tres Factores Oblicuos C.E*	519.25	158	.923	.911	.936	.061

Nota. C.E = correlación de errores residuales entre los ítems: Fuerte-Orgullosa; Atento-Alerta; Intranquilo-Nervioso; Asustado-Temeroso; Avergonzado-Culpable; Hostil-Irritable; Afligido-Disgustado. * = ponderación cruzada de los ítems: Alerta; Excitado.

A continuación se verificó el ajuste de los componentes del modelo tres factores, que es el que obtuvo los mejores índices de ajustes. Dado que las estimaciones cambian mínimamente al tratarse del modelo oblicuo u ortogonal, a los fines de la simplificación se tomarán las estimaciones de un único modelo en representación de ambos, puntualmente se indicarán las estimaciones obtenidas para el modelo oblicuo dado que es importante conocer las correlaciones entre los constructos latentes. En el modelo de tres factores referente al PANAS/estado los pesos de regresión no estandarizados obtenidos son todos significativos ($p < .001$). A su vez, los pesos de regresión estandarizados superan en la mayoría de los ítems el valor de .50 (valores comprendidos entre .532 y .964), salvo los Excitado (ponderación en el afecto positivo = .415; ponderación en el afecto negativo = .287) y Alerta (ponderación en el

Afecto Positivo = .407; ponderación en el Afecto Negativo = .348). Además, la correlación entre las variables latentes Afecto Positivo y Afecto Negativo es prácticamente nula ($r = .031$) y la covarianza entre las variables resulta no significativa ($p = .518$). Finalmente, la fiabilidad al considerar las tres variables latentes (considerando las dos de primer orden que constituyen el Afecto Negativo) resulta adecuada (Afecto Positivo $\rho = .84$, $\alpha = .87$; Afecto Disgustado $\rho = .77$, $\alpha = .70$ -contemplando los ítems excitado y alerta- y = .74 -sin los ítems excitado y alerta-; Afecto Temeroso $\rho = .85$, $\alpha = .86$). En el caso del PANAS/rasgo, se observa que los pesos de regresión no estandarizados obtenidos son todos significativos ($p < .001$). A su vez, los pesos de regresión estandarizados superan en la mayoría de los ítems el valor de .50 (valores comprendidos entre .552 y .965), salvo en los ítems Excitado (ponderación en el Afecto Positivo = .463;

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

ponderación en el Afecto Negativo = .306) y Alerta (ponderación en el Afecto Positivo = .443; ponderación en el Afecto Negativo = .292). En este caso, la correlación entre las variables latentes Afecto Positivo y Afecto Negativo es baja y negativa ($r = -.201$) aunque en este caso la covarianza entre los factores resulta significativa ($p < .001$). Por último, la fiabilidad al considerar las tres variables latentes resulta al igual que el estado afectivo adecuada (Afecto Positivo $\rho = .85$, $\alpha = .88$; Afecto Disgustado $\rho = .79$, $\alpha = .68$ -contemplando los ítems excitado y alerta- y $\alpha = .76$ -sin los ítems excitado y alerta-; Afecto Temeroso $\rho = .85$, $\alpha = .86$).

Discusión

Principales Resultados

Watson (2000) ha propuesto tres propiedades para su modelo estructural del afecto. Por un lado, postula la *propiedad convergente*, la cual sugiere que los afectos con la misma valencia tienden a correlacionarse de manera fuerte y positiva. Por otra parte, *está la propiedad discriminante* que indica que los afectos de valencia opuestas (i.e. Afecto Positivo y Afecto Negativo) tienden a correlacionar solamente de manera débil o moderada. Por último, se plantea la *propiedad jerárquica del afecto* que señala que el afecto debe ubicarse en dos niveles fundamentales: (a) un nivel de orden superior, que representa la valencia general del afecto (i.e. Afecto Positivo y Afecto Negativo); y (b) un nivel de orden inferior, que refleja los contenidos específicos de los distintos tipos de afecto (e.g. hostil; temeroso; activo; entusiasmado). El presente estudio tuvo como principal objetivo corroborar estas propiedades estructurales del afecto, en base al AFC de los modelos más contrastados en la literatura previa.

La propiedad convergente ha sido corroborada mediante el análisis, aunque con algunas divergencias a considerar. Si bien los pesos de regresión estandarizados superan en la mayoría de los ítems el valor de .50, cargando adecuadamente en los factores latentes correspondientes, y los índices de fiabilidad compuesta se encuentran en niveles aceptables (valores $\rho > .70$), se ha podido igualmente verificar que las variables observables Alerta y Excitado presentan una ponderación cruzada, afectando el ajuste global de los modelos. Por lo tanto, al menos en

el contexto Argentino, dichas variables no parecen converger de manera adecuada en el factor Afecto Positivo (aunque carguen de manera más fuerte en dicho factor). Algo similar se ha presentado ya en nuestro medio al llevar a cabo el análisis factorial exploratorio en estudiantes universitarios de Córdoba, Argentina, donde se corroboró que las variables Alerta y Excitado presentaban un comportamiento multidimensional (Medrano et al., 2015). Esto también se ha presentado en otros contextos y en el ámbito del AFC (Crawford y Henry, 2004; Galinha et al., 2013; Gaudreau et al., 2006; Tuccitto et al., 2010). Coincidiendo con Gaudreau et al. (2006) y Galinha et al. (2013), la ponderación cruzada de estos ítems puede estar dando cuenta de la ambigüedad del ítem, y, tal como sugieren Tuccitto et al. (2010), la evidencia indicaría que estos ítems son problemáticos y sería conveniente no considerarlos en futuras aplicaciones del PANAS. Esto último también coincide con la reciente adaptación de la versión Reducida del PANAS en el contexto Argentino (Flores Kanter y Medrano, 2016), en donde el formato reducido que mejor ajuste demuestra es aquel que no considera las variables Excitado y Alerta. Se hace necesario dar cuenta además en este punto sobre la correlación entre los errores residuales de ciertos ítems. Al igual que en varios estudios antecedentes (Crawford y Henry, 2004; Galinha et al., 2013; Merz y Roesch, 2011; Sandín et al., 1999) el ajuste de los modelos sólo se logra cuando se permite la correlación de los errores residuales en algunos ítems de la escala PANAS. Si bien en la mayoría de los casos esto se justifica por el hecho de que dichos ítems solapan en alguna medida en su contenido, Terracciano et al. (2003) advierten sobre el riesgo de lograr el ajuste de los modelos de manera post hoc (a través por ejemplo de los IM) y de la necesidad de que tales re-especificaciones estén bien fundadas teórica o empíricamente. En el caso del presente estudio, la correlación de los errores residuales se basó en los IM pero contemplando al mismo tiempo las consideraciones teóricas, y los resultados empíricos, de los estudios precedentes. Los únicos errores residuales que no han sido contemplados ni teórica ni empíricamente en los estudios previos, pero que sí se ha considerado en esta investigación, han sido los referentes a las variables Orgullosa y Fuerte. Aún así, los modelos propuestos que alcanzaban adecuados índices de ajustes seguían

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

presentando estos buenos niveles aún cuando dicho par de errores residuales eran desestimados¹.

Quizás donde más controversias haya sea en la propiedad discriminante del afecto. En el presente estudio se obtuvo evidencia a favor de una relativa independencia (modelo oblicuo) entre los constructos para el caso del Rasgo Afectivo, y de independencia total entre los factores latentes (modelo ortogonal) para el caso del Estado Afectivo. Si bien tanto la lectura de los antecedentes como los resultados del presente estudio pueden parecer contradictorios en primera instancia, recientemente Watson (2000) ha planteado que en estados afectivos de alta intensidad puede presentarse una relación fuerte y negativa entre el afecto positivo y el afecto negativo. Lo anterior no ocurriría en los estados afectivos de baja o moderada intensidad, en donde el afecto positivo y negativo estarían interrelacionados de manera baja o moderada. Resulta curioso que ninguno de los análisis previos haya tenido en cuenta hasta ahora esta posibilidad, y no hayan contemplado si la intensidad del afecto juega algún rol en los resultados de los estudios factoriales de tipo confirmatorios, específicamente en la interrelación de los factores latentes. La explicación de Watson (2000) sería coincidente con nuestros hallazgos, en la medida en que para el Estado Afectivo la intensidad afectiva fue más baja (Afecto Positivo $M = 29.98$, $DE = 7.82$; Afecto Negativo $M = 19.89$, $DE = 7.91$) que lo observado para el Rasgo Afectivo (Afecto Positivo $M = 31.68$, $DE = 7.98$; Afecto Negativo $M = 23.48$, $DE = 8.30$); lo cual permitiría entender porque para el caso del Rasgo Afectivo las correlaciones entre el Afecto Positivo y Negativo se vuelven más intensas, de carácter negativo, y estadísticamente significativas. De igual manera estos son sólo datos descriptivos, y no puede afirmarse entonces que las diferencias en la intensidad afectiva sean necesariamente estadísticamente significativas. Sin embargo, lo anterior no explicaría las relaciones moderadas y positivas que se han encontrado en estudios previos (Gargurevich y Matos, 2012; Merz y Roesch, 2011). Esto quizás tenga más que ver con la posibilidad de co-activación que presentan los estados afectivos en ciertas situaciones (Medrano et al., 2015; Merz y Roesch, 2011). Como conclusión sobre este punto, parece ser que la discusión no debería centrarse tanto en si el Afecto Negativo es totalmente independiente o no

con el Afecto Positivo, sino más bien en delimitar de manera más precisa aquellas situaciones en que dichos constructos puedan estar más relacionados, tanto positiva como negativamente.

Finalmente, la propiedad jerárquica también ha demostrado resultados dispares, en cuanto hay evidencia tanto para un modelo bifactorial (Crawford y Henry, 2004; Gargurevich y Matos, 2012; Merz y Roesch, 2011; Sandín et al., 1999; Terracciano et al., 2003; Tuccitto et al., 2010) como trifactorial del afecto (Galinha et al., 2013; Gaudreau et al., 2006). Es importante también decir que muchos de los estudios que han encontrado evidencia favorable sobre la estructura bifactorial no han contemplado en sus análisis la comparación con un modelo de tres factores, tal es el caso de Gargurevich y Matos (2012), Merz y Roesch (2011), Sandín et al. (1999), Terracciano et al. (2003) y Tuccitto et al. (2010); siendo la única excepción Crawford y Henry (2004). En la presente investigación se encontró evidencia a favor del modelo de tres factores propuesto por Mehrabian (1997). Resumiendo, si bien el modelo de dos factores presenta un adecuado ajuste según los datos obtenidos, es posible afirmar la plausibilidad de una estructura alternativa de tres factores, o, para ser más preciso, la posibilidad de que la variable Afecto Negativo se descomponga en dos categorías de orden inferior. Aquí resulta importante mencionar la alta carga factorial de las variables latentes de primer orden *Temeroso* y *Disgustado* sobre la variable de latente de segundo orden Afecto Negativo, en donde se aprecia que los pesos estandarizados de regresión presentan valores entre .883 y .965, lo cual puede estar explicando porque también un modelo de dos factores puede alcanzar índices de ajustes adecuados.

Se considera que la principal limitación del presente estudio tiene que ver con que el tipo de muestreo utilizado no garantiza que los resultados sean generalizables, teniendo en cuenta de que se trata un procedimiento no probabilístico y de auto-elección. En este sentido, sería oportuno replicar los hallazgos obtenidos en muestras probabilísticas, más aun considerando que muchas de las especificaciones del modelo se hicieron post hoc siguiendo los IM. Asimismo, si bien en este estudio se hizo referencia

¹ Por razones de espacio, dichos resultados no han sido descritos en el trabajo.

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

LIBERABIT: Lima (Perú) 22(2): 173-184, 2016

a la necesidad de considerar la intensidad afectiva a la hora de comprender la interrelación entre los constructos latentes (i.e. Afecto Positivo y Afecto Negativo), no pudo contemplarse esto más que descriptivamente. Futuras investigaciones podrían considerar llevar a cabo el AFC en muestras intencionales que presenten distintos niveles de activación afectiva (e.g. sujetos que presenten un Afecto Negativo de alta intensidad), lo cual permitiría analizar con mayor claridad la interdependencia entre las dimensiones afectivas. Sumado a la anteriores consideraciones, si bien el modelo de tres factores propuesto por Mehrabian (1997) da cuenta de un mejor ajuste, deberían llevarse a cabo estudios que posibiliten ver si la distinción del Afecto Negativo en dos categorías de orden inferior tiene alguna implicancia práctica en la predicción o diferenciación de otras variables de interés científico/terapéutico, como puede ser la Ansiedad y la Depresión. Según los estudios de Mehrabian (1997) la subdimensión *Disgustado* se encontraría más relacionada al displacer que a la activación (arousal); mientras que la subdimensión *Temeroso* estaría menos relacionada al displacer y más a la activación y falta de dominio. Por lo tanto, cabría esperar que la variable *Disgustado* tenga una mejor predicción sobre la Depresión que sobre la Ansiedad; y lo opuesto se esperaría para la variable *Temeroso*, en donde se esperaría una predicción más fuerte sobre la Ansiedad que sobre la Depresión.

Finalmente, sería relevante que futuras investigaciones consideraran evaluar la invarianza factorial de los modelos aquí expuestos teniendo en cuenta el sexo de los participantes. Si bien considerando los antecedentes es esperable que hombres y mujeres den cuenta de niveles similares tanto de afectos positivos como negativos (e.g. Watson, 2000; Sandín et al., 1999), sería pertinente que esto fuera también verificado en una muestra Argentina.

Referencias

- Ayán, M. N. R. & Díaz, M. A. R. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29, 205-227.
- Bologna, E. (2012). *Estadística para psicología y educación*. Córdoba: Brujas.
- Boubeta, A. R., Mallou, J. V., Piñeiro, J. A., & Lévy Mangin, J.-P. (2006). El análisis factorial confirmatorio. En J.-P. Lévy Mangin & J. V. Mallou, *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 119-144). España: Gesbiblo.
- Bower, G. H. & Forgas, J. P. (2001). Mood and social memory. In Forgas, J. *Handbook of Affect and Social Cognition* (pp. 95-120). New York: Psychology Press.
- Crawford, J. R. & Henry, J. D. (2004). The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): Construct validity, measurement properties and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 43, 245-265.
- Eich, E., Kihlstrom, J., Bower, G., Forgas, J., & Niedenthal, P. (2003). *Cognición y Emoción*. España: Descleé De Brouwer
- Flores Kanter, P. E., Medrano, L., & Conn, H. (2015). Is it possible that Mood affects Self-Conception? Analysis through an Approach based on Natural Semantic Networks. *International Journal of Behavioral Research & Psychology (IJBRP)*, 3(5), 114-120.
- Flores Kanter, P. E., Medrano, L., & Manoilloff, L. (2014). Estados de Ánimo y Juicios de Autoconcepto en Universitarios: Análisis desde un abordaje basado en Redes Semánticas Naturales. *Interamerican Journal of Psychology (IJP)*, 48(3), 291-296.
- Flores Kanter, P. E. & Medrano, L. (en revisión). Comparación de dos Versiones Reducidas de la Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS): Análisis Factorial Exploratorio y Confirmatorio en una Muestra Argentina. Enviado para su publicación a la *Revista Universitas Psychologica*.
- Forgas, J. P. (2001). *Handbook of affect and social cognition*. New York: Psychology Press.
- Forgas, J. P. (2009). Affective influences on attitudes and judgments. In Davidson, R. J.; Scherer, K. R & Goldsmith, H. H. *Handbook of affective sciences* (pp. 596-619). New York: Oxford University Press.
- Galinha, I. C., Pereira, C. R., & Esteves, F. G. (2013). Confirmatory factor analysis and temporal invariance of the positive and negative affect schedule (PANAS). *Psicologia: Refl exão e Crítica*, 26(4), 671-679.
- Gargurevich, R. & Matos, L. (2012). Validez y confiabilidad de la Escala de Afecto Positivo y Negativo (SPANAS) en estudiantes universitarios peruanos. *Rev. Psicol. Trujillo (Perú)*, 14(2), 208-217.

* ezequielfk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com

- Gaudreau, P., Sanchez, X., & Blondin, J-P. (2006). Positive and Negative Affective States in a performance-related setting. Testing the factorial structure of the PANAS across two samples of French-Canadian participants. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(4), 240-249. DOI: 10.1027/1015-5759.22.4.240
- Gray, E. K. & Watson, D. (2007). Assessing positive and negative affect via self-report. En Coan, J. A. & Allen, J. J. B. *Handbook of emotion elicitation and assessment* (pp. 171-184). New York: Oxford University Press.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1999). *Análisis Multivariante*. Madrid: Person Prentice Hall.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Lei, M. & Lomax, R. G. (2005). The effect of varying degrees of nonnormality in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 12(1), 1-27. DOI: 10.1207/s15328007sem1201_1
- Medrano, L. A., Flores Kanter, P. E., Trógolo, M., Curarello, A., & Gonzales, J. (2015). Adaptación de la Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) para la población de Estudiantes Universitarios de Córdoba. *Anuario de Investigaciones de la Facultad de Psicología*, 2(1), 22-36.
- Mehrabian, A. (1997). Comparison of the PAD and PANAS as models for describing emotions and for differentiating anxiety from depression. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 19(4), 331-357.
- Moriondo, M., De Palma, P., Medrano, L. A., & Murillo, P. (2012). Adaptación de la Escala de Afectividad Positiva y Negativa (PANAS) a la población de adultos de la ciudad de Córdoba: análisis psicométricos preliminares. *Universitas Psychologica*, 11(1), 187-196.
- Merz, E. L. & Roesch, S. C. (2011). Modeling trait and state variation using multilevel factor analysis with PANAS daily diary data. *J Res Pers*, 45(1), 2-9. DOI:10.1016/j.jrp.2010.11.003.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A., & Valiente, R. M. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: Validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11(1), 37-51.
- Schulz de Begle, A. K., Lemos, V. N., & Richaud de Minzi, M. C. (2009, junio). *Validación de la Positive Affect and Negative Affect Schedule Versión Niños (Panas-C) en la población infantil argentina*. Comunicación presentada en el XXXII Congreso Interamericano e Psicología, Guatemala.
- Thayer, R. E. (1989). *The biopsychology of mood and arousal*. New York: Oxford University Press.
- Thayer, R. E. (1996). *The origin of everyday moods*. New York: Oxford University Press.
- Terracciano, A., McCrae, R. R., & Costa, P. T. (2003). Factorial and construct validity of the Italian positive and negative affect schedule (PANAS). *European Journal of Psychological Assessment*, 19(2), 131-141.
- Tuccitto, D. E., Giacobbi, P. R., & Leite, W. L. (2010). The Internal Structure of Positive and Negative Affect: A confirmatory factor analysis of the PANAS. *Educational and Psychological Measurement*, 70(1), 125-141.
- Watson, D. (2000). *Mood and temperament*. New York: The Guilford Press.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.

*, ** Universidad Siglo 21

* ezequielk@gmail.com

** leomedpsico@gmail.com