

## ***Cuestionario de Claustrofobia: Evidencias de su Validez y Fiabilidad***

Valdiney V. Gouveia<sup>1</sup>  
Emerson-Diógenes de Medeiros  
Rildésia S. V. Gouveia  
Walberto S. Santos  
Pollyane K. C. Diniz

Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil

### **Compendio**

El objetivo de este estudio fue adaptar el *Cuestionario de Claustrofobia* al contexto brasileño. Se procuró conocer su estructura factorial y fiabilidad, comprobar la adecuación de los modelos uni y bifactoriales, reunir evidencias de su validez convergente y verificar si sus puntuaciones varían según el género de los sujetos. Participaron 224 estudiantes universitarios, la mayoría mujeres (75.3%) y solteras (78.5%), con un promedio de edad de 24.2 años. Éstos cumplieron el *Cuestionario de Claustrofobia* y el *Cuestionario de Salud General*, además de cinco preguntas demográficas. Como teóricamente esperado, el modelo bifactorial fue más adecuado que el unifactorial, y la aflicción psicológica se correlacionó positivamente con el factor general y los específicos de claustrofobia. Las mujeres presentaron mayor puntuación en claustrofobia de lo que hicieron los varones, independiente del factor considerado (asfixia o restricción). De este estudio se concluyó que el *Cuestionario de Claustrofobia* presenta parámetros psicométricos aceptables, coherentes con aquellos observados previamente.

*Palabras clave:* Fobia; claustrofobia; aflicción psicológica; género.

### **Claustrophobia Questionnaire: Evidences of its Validity and Reliability**

#### **Abstract**

This study aimed at adapting the *Claustrophobia Questionnaire* to the Brazilian context. Specifically, it intended to know its factor structure and reliability, to test different theoretical models (i.e., uni-factor and bi-factor), to joint evidences of its convergent validity, and to know if its scores vary according to the gender of the subjects. Participated 224 undergraduate students, mostly of them female (75.3%) and single (78.5%), with a mean age of 24.2 years. They answered the *Claustrophobia Questionnaire* and the *General Health Questionnaire*, as well as five demographic questions. As it was theoretically expected, the bi-factor model was more adequate than the uni-factor ones, and the psychological distress positively correlated itself with the general and the specific factors of claustrophobia. It was observed that women scored higher in claustrophobia than men, independent of the considered factor (suffocation or restriction). It was concluded that the *Claustrophobia Questionnaire* presents acceptable psychometric parameters, coherent with those previously observed.

*Keywords:* Phobia; claustrophobia; psychological distress; gender.

Las fobias se sitúan entre los trastornos mentales más frecuentes en áreas urbanas. Por ejemplo, en repaso de la literatura, Fredrikson, Annas, Fischer y Wik (1996) comprobaron tasas de 6.2% a 15.5% de personas que indicaron presentar al menos un tipo de fobia, con mayor incidencia entre las mujeres (véanse también Kinrys & Wygant, 2005; Olivares, Piqueras, & Alcázar, 2006). De los tres estímulos que más miedo producen, dos se clasifican en fobias situacionales: altura y espacios cerrados. La aversión o la esquivia a espacios cerrados caracteriza la fobia nombrada como *claus-*

*trofobia*, según el DSM-IV (American Psychiatric Association [APA], 1994).

La claustrofobia representa un miedo irracional, asociado con la evitación de objetos o situaciones de asfixia y restricción de movimientos, que incapacita los individuos a ejecutar tareas del cotidiano. Aunque esta fobia haya recibido menos atención que el agorafobia (ansiedad que tiene lugar cuando uno se encuentra en locales o situaciones de las que sería difícil huir) o la fobia social (miedo de situaciones en que uno se encuentra expuesto a la evaluación de los demás, y en aquellas que potencialmente causan constrangimiento) (véase Fredrikson et al., 1996; Turner, Beidel, & Townsley, 1992), en los años 1990 empezó a despertar el interés de muchos investigadores y practicantes (psi-

<sup>1</sup> Dirección: Universidade Federal da Paraíba, Departamento de Psicologia, João Pessoa, PB, Brasil, CEP 58.051-900. E-mail: [vgouveia@cchla.ufpb.br](mailto:vgouveia@cchla.ufpb.br)

cólogos y psiquiatras). Quizá haya contribuido para ello la realidad de los centros urbanos, en que cada día más las personas necesitan compartir espacios pequeños (por ejemplo, ascensores, habitaciones), o aún la expansión de nuevas tecnologías diagnósticas en Medicina (por ejemplo, aparatos de resonancia magnética), que exigen de las personas se sometieren a espacios verdaderamente asfixiantes, sobre todo a los ojos de quienes presentan niveles más altos de claustrofobia.

Generalmente, la claustrofobia está asociada con aquellas fobias nombradas como *situacionales* o *ambientales* (por ejemplo, oscuridad, altura, volar en avión), formando un conjunto o factor legítimo de fobia, es decir, las personas que presentan miedo a un estímulo tienden a hacer lo mismo con respecto a los demás del mismo grupo (Muris, Schmidt, & Merckelbach, 1999; Öst & Csatlos, 2000; Stravynski, Basoglu, Marks, Sengun, & Marks, 1995). Es común afirmar que las personas que sufren de esta fobia temen situaciones que implican restricción y/o confinamiento (Febbraro & Clum, 1995; Rachman & Taylor, 1993). No obstante, Martínez, García y Botella (2003) afirman que ésta concepción está cambiando, admitiéndose que no necesariamente las personas que padecen de claustrofobia temen a espacios cerrados, sino lo que puede ocurrir en situaciones en las que tengan que permanecer en esos locales es que perciban como amenazadoras las posibilidades de restricción y asfixia.

Los primeros instrumentos de medida de esta fobia surgieron principalmente en los años 1980, procurando medirla como un constructo unidimensional (véase Febbraro & Clum, 1995). No raro también se encuentran intentos de evaluarla a partir de un solo ítem, preguntando en qué medida uno tiene miedo de sitios cerrados (Fredrikson et al., 1996; Muris et al., 1999; Stravynski et al., 1995). Sin embargo, en los abordajes más recientes se suele concebir este constructo como formado por al menos dos factores principales: miedo a la restricción de movimiento y miedo a la asfixia (Febbraro & Clum, 1995; Harris, Robinson, & Menzies, 1999; Radomsky, Rachman, Thordarson, McIsaac, & Teachman, 2001). Desde esta perspectiva bifactorial, un instrumento empieza a ser usado: el *Cuestionario de Claustrofobia*. En búsqueda reciente realizada en el *PsycInfo* fueron identificadas diez publicaciones en que el nombre de este instrumento figuraba en cualquier parte del texto. Su descripción se presenta a continuación.

*Cuestionario de Claustrofobia*. Elaborado por Rachman y Taylor (1993), éste instrumento estuvo inicialmente formado por 36 ítems. La versión actual y más conocida consta de 26 ítems, cuya adecuación psicométrica fue ampliamente comprobada por Radomsky et al. (2001). Con una muestra de 210 estudiantes de psicología, éstos autores identificaron

claramente los factores de miedo a la restricción (12 ítems; por ejemplo, *Estar esposado durante 15 minutos; Tener las piernas atadas a una silla que no se puede mover*) y asfixia (14 ítems; por ejemplo, *Intentar aguantar la respiración mientras se hace un ejercicio físico intenso; Estar en un ascensor en el piso más bajo con la puerta cerrada*), que explicaron conjuntamente el 44% de la varianza total. Éstos dos factores se correlacionaron directamente entre ellos ( $r=0.53$ ,  $p<0.001$ ), siendo sus índices de fiabilidad (Alfa de Cronbach) de 0.85 y 0.96, respectivamente. Su estabilidad temporal (test-retest en el periodo de dos semanas) fue adecuada: 0.77 y 0.89, respectivamente.

Aunque el *Cuestionario de Claustrofobia (CC)* haya sido elaborado y validado en el contexto canadiense en lengua inglesa, pronto empezó a ser empleado con éxito en otros países y lenguas, a ejemplo de Australia (Harris et al., 1999), España (Martínez et al., 2003), Estados Unidos (McGlynn, Karg, & Lawyer, 2003), y, más recientemente, en Canadá francohablante (Radomsky et al., 2006). Los resultados de los diversos estudios han corroborado aquellos informados por Radomsky et al. (2001). Por ejemplo, en España Martínez et al. (2003) identificaron los mismos dos factores antes citados, cuyos Alfas fueron 0.83 (*asfixia*) y 0.84 (*restricción*), estando correlacionados directamente entre ellos ( $r=0.49$ ,  $p<0.001$ ). En el contexto canadiense, Radomsky et al. (2006) también comprobaron la adecuación psicométrica de sus versiones en lengua francesa e inglesa. Concretamente, las estructuras bifactoriales teorizadas fueron encontradas, con Alfas de 0.84 (*asfixia*) y 0.90 (*restricción*) en la versión en inglés, y 0.84 (*asfixia*) y 0.91 (*restricción*) en francés.

La mayoría de los estudios que comprobaron la estructura factorial del *CC* han sido de naturaleza típicamente exploratoria. Sin embargo, el modelo bifactorial fue puesto a prueba a través del análisis factorial confirmatorio por Radomsky et al. (2006). Éstos consideraron separadamente dos muestras canadienses, según el idioma hablado. El modelo bifactorial propuesto no se ajustó satisfactoriamente a los datos en las muestras francesa [ $n=222$ ;  $\chi^2(298)=991.25$ ,  $p<0.001$ ,  $CFI=0.89$  y  $RMSEA=0.10$ ] e inglesa [ $n=202$ ;  $\chi^2(292)=732.74$ ,  $p<0.001$ ,  $CFI=0.92$  y  $RMSEA=0.091$ ]. De éste modo, estos autores decidieron realizar modificaciones en su modelo, como permitir que algunos ítems saturasen en más de un factor. Sin embargo, eso no parece suficiente para admitir que la estructura sea de hecho bifactorial, y ninguna hipótesis fue planteada acerca de una estructura unifactorial alternativa.

En términos de validez convergente-discriminante (validez externa), Radomsky et al. (2001) han observado que el *CC* se correlacionó directa y significativa-

mente con las puntuaciones en el *Beck Depression Inventory* ( $r=0.25$ ,  $p<0.05$ ) y el *Anxiety Sensitivity Index* ( $r=0.33$ ,  $p<0.01$ ). Otros estudios soportan correlaciones moderadas entre las puntuaciones en esta medida de claustrofobia y aquellas de depresión y ansiedad (Martínez et al., 2003; Radomsky et al., 2006). Por lo tanto, parece coherente pensar en una aflicción psicológica experimentada por aquellos que sufren o presentan mayor puntuación en claustrofobia.

Incluso no siendo el único instrumento que evalúa la claustrofobia como un constructo bidimensional (están también disponibles el *Cuestionario de Situaciones Claustrofóbicas* y el *Cuestionario de Cogniciones Claustrofóbicas*; Febraro & Clum, 1995), el *Cuestionario de Claustrofobia* (CC), anteriormente descrito, cuenta con la ventaja de ser relativamente corto y formado por ítems sencillos; además, empieza a ser empleado con suficiente evidencia de su adecuación. Por ejemplo, McIsaac, Thordarson, Shafran, Rachman y Poole (1998) utilizaron su versión inicial (36 ítems) en el contexto de la resonancia magnética (aparatos médicos de diagnóstico avanzado, que demandan confinamiento temporario en espacio reducido). Estos autores encontraron que las puntuaciones de los respondientes explican satisfactoriamente su ansiedad y los ataques de pánico ocurridos durante este examen. Este aspecto ha sido especialmente incisivo en evidenciar la importancia de tenerse en cuenta la medida de este tipo de fobia en la práctica médica (McGlynn et al., 2003; McIsaac et al., 1998; Murphy & Brunberg, 1997). En este contexto, un alto nivel de claustrofobia puede hacer difícil un diagnóstico satisfactorio cuando es demandado el uso de resonancia magnética (Arcuri & McGuire, 2001).

Teniendo en cuenta lo que se expuso anteriormente, el presente estudio intenta aportar al conocimiento de la adecuación psicométrica del *Cuestionario de Claustrofobia* (CC), considerando una muestra universitaria de Brasil. Ninguna investigación previa fue realizada sobre esta medida en este país (Index Psi, 2007), justificando el presente estudio. No se trata, no obstante, de ofrecer tan sólo una versión brasileña del CC, pero testear dos estructuras factoriales alternativas (uni y bifactorial), y reunir evidencias de su fiabilidad y validez convergente.

## Método

### Diseño e Hipótesis

Éste comprende un estudio psicométrico, de naturaleza correlacional. De acuerdo con lo que se especificó previamente, tres hipótesis principales fueron elaboradas: a) *Hipótesis 1*. El modelo bifactorial será más adecuado que el unifactorial para explicar la medida de claustrofobia; b) *Hipótesis 2*. Las puntuaciones en la medida de

claustrofobia estarán positivamente correlacionadas con aquellas en aflicción psicológica; c) *Hipótesis 3*. Las mujeres presentarán mayores puntuaciones en los factores de claustrofobia de lo que harán los varones.

### Participantes

Participaron en la presente investigación 224 estudiantes de una universidad pública de la ciudad de João Pessoa (Paraíba, Brasil). Ésta fue una muestra de conveniencia (no probabilística). Los participantes tenían edades variando de 16 a 56 años ( $M=24.2$ ,  $SD=6.12$ ), siendo la mayoría de ellos mujeres (71%) y solteros (76%).

### Instrumentos

A los participantes se les solicitó que contestasen a los siguientes instrumentos:

*Cuestionario de Claustrofobia*. Éste fue desarrollado por Rachman y Taylor (1993) en lengua inglesa, estando inicialmente compuesto 36 ítems. Sin embargo, la versión que se utiliza en esta investigación está formada por 26 ítems, cuya adecuación psicométrica fue ampliamente comprobada en el contexto canadiense por Radomsky et al. (2001). A través de análisis de componentes principales, se identificaron dos componentes: miedo a la restricción ( $\alpha=0.85$ ) y miedo a la asfixia ( $\alpha=0.96$ ). Los ítems son contestados en escala de 5 puntos, con los siguientes extremos: 0=*nada ansioso* y 4=*extremamente ansioso*.

*Cuestionario de Salud General* (CSG). Desarrollado por Goldberg (1972) con el objetivo de detectar enfermedades psiquiátricas no severas, contaba inicialmente con 60 ítems, pero luego fueron surgiendo versiones más reducidas, incluyendo la de 12 ítems que se considera en la presente investigación. Estudio previo soporta su validez factorial y fiabilidad en Brasil (Borges & Argolo, 2002). Recientemente, Gouveia et al. (2003), a través de análisis factorial exploratorio en una muestra de la población general de João Pessoa, identificaron tres factores: *depresión* (cinco ítems;  $\alpha=0.72$ ), *ansiedad* (tres ítems;  $\alpha=0.76$ ) y *autoeficiencia* (cinco ítems;  $\alpha=0.76$ ). Su puntuación total comprende una medida de aflicción psicológica, presentando en el estudio de éstos autores un índice satisfactorio de fiabilidad (doce ítems;  $\alpha=0.76$ ). Esta puntuación es la que se tiene en cuenta en la presente investigación.

Finalmente, los participantes contestaron a preguntas de naturaleza demográfica (por ejemplo, edad, sexo), útiles para describir la muestra y conocer en qué medida podrían tener impacto en sus puntuaciones.

El *Cuestionario de Claustrofobia* fue traducido por dos psicólogos bilingües, utilizando el método de *back translation*. De este modo, el instrumento fue primeramente traducido del Inglés para el Portugués (Brasileño) por un psicólogo bilingüe; un otro, independiente, lo

hizo del Portugués para el Inglés; y, finalmente, se produjo la comparación de las dos versiones en Inglés. Con la comprobación de la compatibilidad entre las dos versiones (la original y la retraducida), a continuación se procedió a su validez semántica con un grupo de diez personas recién ingresadas en el curso de Psicología de una institución pública en la que luego se llevó a cabo la recogida de los datos. Éstos sujetos no han sido incluidos en la muestra final.

### Procedimiento

Los instrumentos han sido aplicados de forma colectiva en el aula, con las informaciones acerca de cómo contestarlos siendo dadas por escrito. Los participantes fueron informados sobre el carácter sigiloso y anónimo de sus respuestas, así como al respecto de las directrices éticas que rigen la investigación con seres humanos, obteniéndose su consentimiento a través de la firma del documento correspondiente. Un promedio de 20 minutos fue suficiente para concluir su participación en el estudio.

### Análisis de los Datos

Se efectuó un análisis factorial exploratorio (análisis de *Componentes Principales*) y Alfas de Cronbach (fiabilidad) para conocer evidencias de validez factorial del CC. Sin embargo, con el fin de comprobar los modelos uni y bifactoriales, se realizaron análisis factoriales confirmatorios con el AMOS 7. En este caso se consideró la matriz de covarianza como entrada, habiendo sido empleado el método de estimación *ML* (*Maximum Likelihood*). Se consideraron los siguientes indicadores de bondad de ajuste del modelo (Byrne, 2001; Kelloway, 1998; van de Vijver & Leung, 1997): a)  $\chi^2$  (chi-cuadrado), que es en realidad un índice de "maldad de ajuste", pues el valor más elevado es indicativo de un modelo insatisfactorio. Aunque no funciona adecuadamente con muestras grandes ( $n > 200$ ), su comparación entre modelos alternativos ( $\Delta\chi^2$ ) es útil para decidir cuál es el mejor modelo; b) la razón  $\chi^2/df$  (*grados de libertad*) es considerada una bondad de ajuste subjetiva; un valor superior a 2 e inferior a 5 puede ser interpretado como adecuación del modelo teórico; c) el *Índice de Bondad de Ajuste* (*Goodness-of-Fit Index, GFI*) y el *Índice de Bondad de Ajuste Ajustado* (*Adjusted Goodness-of-Fit Index, AGFI*), que es ponderado según los grados de libertad del modelo con respecto al número de variables consideradas, en el que los valores deseables se aproximan a 0.90; d) el *Índice de Ajuste Comparativo* (*CFI*), cuyo valor recomendable se sitúa igualmente en 0.90; y e) el *RMSEA* (*Root Mean Square Error Approximation*), que se basa en el análisis de los residuales; cuanto menor sea su valor indica un ajuste mejor del modelo, siendo aceptado un valor de

hasta 0.08 como indicador de un buen modelo (Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999).

## Resultados

### Análisis Factorial Exploratorio

Inicialmente, se evaluó la posibilidad de realizarse un análisis factorial, con indicadores que se revelaron satisfactorios:  $KMO=0.89$  y *Test de Esfericidad de Bartlett*,  $\chi^2(325)=2.292,38$ ,  $p<0.001$ . Se decidió realizar un análisis de *Componentes Principales* (*CP*), sin fijar tipo de rotación o número de factores a extraer. Este resultó en seis componentes que cumplieron el criterio de Kaiser, i.e., valor propio igual o superior a 1 (fueron específicamente 8.78, 1.48, 1.36, 1.27, 1.25 y 1.11), explicando conjuntamente un 58.6% de la varianza total. No obstante, por este tipo de análisis ser poco robusto (Hayton, Allen, & Scarpello, 2004), se eligió realizar un análisis paralelo, asumiendo los parámetros del banco de datos (224 respondientes, 26 ítems), efectuando 1.000 simulaciones. De acuerdo con éste análisis, un único componente observado presentó valor propio (8.78) superior a los generados azarosamente, cuyos seis primeros fueron: 1.68, 1.57, 1.49, 1.42, 1.36 y 1.31. Por lo tanto, según este análisis, sería más justificable extraer un único componente de la matriz de los 26 ítems del CC.

Tomando como referencia la solución antes indicada, fue fijada la extracción de un único componente, que explicó un 33.8% de la varianza total. Las saturaciones de sus ítems estuvieron por encima del valor 0.30, variando de 0.45 (*Ítem 15. Estar tumbado en la cama de debajo de una litera*) a 0.69 (*Ítem 10. Tener las piernas atadas a una silla que no se puede mover*). La fiabilidad (Alfa de Cronbach,  $\alpha$ ) de éste componente general se quedó en 0.92; y la homogeneidad de los ítems, evaluada por medio de la correlación ítem-total corregida, varió de 0.41 (*Ítem 15*) a 0.63 (*Ítem 10*), con un promedio de 0.53 (todos estadísticamente diferentes de cero;  $p<0.001$ ).

### Comparando los Modelos Uni y Bifactoriales

Aunque previamente el modelo unifactorial haya sido claramente identificado, existen evidencias en la literatura de que es más pertinente tratar la claustrofobia como un constructo bifactorial. Este aspecto se tradujo como la *hipótesis 1*. Para comprobarla, fueron comparados los indicadores de bondad de ajuste de los modelos unifactorial [ $\chi^2(299)=768.89$ ,  $\chi^2/df=2.57$ ,  $GFI=0.79$ ,  $AGFI=0.75$ ,  $CFI=0.77$  y  $RMSEA=0.08$ ], con todos los ítems saturando en un único factor (claustrofobia), y bifactorial [ $\chi^2(298)=748.72$ ,  $\chi^2/df=2.51$ ,  $GFI=0.79$ ,  $AGFI=0.76$ ,  $CFI=0.76$  y  $RMSEA=0.08$ ], con 14 ítems saturando en el factor

*asfixia* y doce lo haciendo en *restricción*. Cuando se compararon los chi-cuadrados de los dos modelos, se confirmó lo que era en apariencia evidente: el modelo bifactorial se presentó como más adecuado que el unifactorial,  $\Delta\chi^2(1)=20.17$ ,  $p<0.001$ . Todas las saturaciones en el modelo bifactorial han sido estadísticamente diferentes de cero ( $z > 1.96$ ,  $p<0.05$ ), siendo corroborada la *hipótesis 1*. Los dos factores presentaron fiabilidad igualmente aceptables: *asfixia* ( $\alpha=0.87$ ) y *restricción* ( $\alpha=0.84$ ).

#### Validez Convergente-Discriminante y Diferencias de Género

Las hipótesis 2 y 3 son comprobadas aquí. La *hipótesis 2* predijo que las puntuaciones en la medida de claustrofobia se correlacionarían con aquellas en aflicción psicológica. Ésta fue plenamente corroborada; la puntuación total en el CSG se correlacionó con la puntuación total del CC ( $r=0.37$ ,  $p<0.001$ ), así como con las puntuaciones en sus dos factores específicos: *asfixia* y *restricción* ( $r=0.35$ ,  $p<0.001$  para ambos). La *hipótesis 3* anticipó que las mujeres puntuarían más en claustrofobia de lo que harían los varones. En este caso, se realizó una MANOVA considerando el género como factor y los promedios en la puntuación total y en los factores específicos como variables dependientes, habiendo sido corroborada esta hipótesis, *Lambda de Wilks*=0.96,  $F(2/216)=4.39$ ,  $p=0.01$ . Específicamente, las pruebas univariadas soportan esta decisión con respecto a la puntuación total en claustrofobia [mujeres,  $M=47.8$ , y varones,  $M=39.4$ ;  $F(1/217)=8.80$ ,  $p=0.003$ ], así como con respecto a las de sus factores específicos: *asfixia* [mujeres,  $M=27.7$ , y varones,  $M=23.0$ ;  $F(1/217)=7.88$ ,  $p=0.005$ ] y *restricción* [mujeres,  $M=20.1$ , y varones,  $M=16.4$ ;  $F(1/217)=7.93$ ,  $p=0.005$ ].

Finalmente, aunque no se haya elaborado ninguna hipótesis al respecto, se decidió comparar las puntuaciones promedias de los participantes en los factores de claustrofobia. De este modo, se realizó una prueba *t* para medidas emparejadas ( $r=0.80$ ,  $p<0.001$ ), observando diferencia significativa:  $t(223)=8.96$ ,  $p<0,001$ . Concretamente, se puntuó más en el factor *asfixia* ( $M=1.89$ ,  $SD=0.78$ ) de lo que se hizo en *restricción* ( $M=1.60$ ,  $SD=0.73$ ). Por lo tanto, los participantes se mostraron más ansiosos en situaciones que evidencian asfixia de lo que en aquellas de restricción.

#### Discusión y Conclusión

Los objetivos de este estudio han sido reunir evidencias de validez factorial, validez convergente y fiabilidad del *Cuestionario de Claustrofobia – CC* (Rachman & Taylor, 1993; Radomsky et al., 2001) en Brasil, evaluando la diferencia de género frente a esta

fobia. Confiamos haberlos logrado. Sin embargo, se reconocen limitaciones potenciales de la investigación, principalmente en lo correspondiente a los participantes, ya que no comprendieron una muestra probabilística, sino de conveniencia. Por cierto, no se ha controlado la participación de un número equivalente de mujeres y varones, ni se ha tenido en cuenta la distribución de los participantes según las franjas de edades. Se contó con la participación de aquellos estudiantes universitarios que estuvieron de acuerdo en colaborar con el estudio, constituyendo un grupo selectivo de individuos. Por lo tanto, no se puede deliberadamente generalizar estos resultados para la población de João Pessoa, menos aún para la brasileña. Pero, hace falta que se diga que el propósito último de esta investigación no ha sido generalizar los resultados, pero conocer evidencias de validez y fiabilidad del CC; con estos fines, la muestra considerada ( $n>200$ ) parece bastante adecuada (Gorsuch, 1983; Nunnally, 1991; Watkins, 1989). A continuación se intenta discutirlos, poniendo énfasis en los aspectos de la validez de constructo (estructura factorial y fiabilidad), validez convergente y diferencia de género en la medida de claustrofobia.

#### Dimensionalidad y Fiabilidad

Como se ha comentado en la *introducción*, la mayoría de los análisis factoriales realizados con el CC han sido de naturaleza exploratoria (por ejemplo, Martínez et al., 2003; Radomsky et al., 2001). Éstos confirmaron la estructura bifactorial inicialmente propuesta para este instrumento. Sin embargo, cuando realizaron análisis factoriales confirmatorios del modelo bifactorial en Canadá, Radomsky et al. (2006) observaron índices de bondad de ajuste abajo de los que son corrientemente recomendados (Byrne, 2001; Kelloway, 1998). En la presente investigación se encontraron valores que reproducen los de éstos autores, e incluso son mejores cuando se consideran el índice de bondad subjetivo ( $\chi^2/gl$ ) y el RMSEA. Hay que sopesar, todavía, que puede ser una equivocación tener indistintamente en cuenta unos índices de ajuste universales, sin considerar la naturaleza del constructo evaluado, su dimensión y número de ítems. Al respecto, Garson (2003) advierte que incluso un GFI de 0.70 puede ser adecuado, desde que en el campo objeto de estudio corresponda con lo que se suele observar. De esto modo, es posible pensar los resultados anteriormente presentados como corroborando los estudios que dan cuenta de una estructura bifactorial para este instrumento, cuyos Alfas de Cronbach son claramente equivalentes a los aquí encontrados.

Incluso habiendo demostrado la adecuación de la estructura bifactorial, uno no puede cerrar los ojos para

un dato que emerge claramente: en Brasil, a través del análisis factorial exploratorio (CP), el modelo unifactorial puede igualmente ser empleado para explicar los síntomas de claustrofobia vividos por las personas. Este factor general presentó fiabilidad por encima de lo que se suele admitir (Nunnally, 1991), justificando su uso en investigaciones y con fines prácticos (Peterson, 1994).

### Claustrofobia, Aflicción Psicológica y Género

El hecho de que los participantes del estudio se sientan más ansiosos en situaciones que evidencian *asfixia* no corresponde con los resultados de Radomsky et al. (2006). Éstos autores observaron que en Canadá, tanto entre los participantes de habla francesa como inglesa, las situaciones que indican restricción (imposibilidad de moverse libremente) producen más ansiedad. Habría que comprender estos datos. Desde luego, una vez que se tratan de dos muestras de personas de la población no-clínica muy similares (estudiantes universitarios), quizá la explicación se pueda atribuir a la cultura. Canadá es una cultura más individualista que Brasil (Hofstede, 1984), o sea, es posible que los canadienses puedan molestarse más que los brasileños al tener su libertad cerceada. Sin embargo, esta es tan sólo una explicación preliminar, demandando que nuevos estudios sean realizados con el fin de comprender diferencias interculturales en las puntuaciones de claustrofobia.

La claustrofobia, consistentemente, se ha mostrado estar correlacionada con indicadores de aflicción psicológica (*distress*) (Martínez et al., 2003; Radomsky et al., 2001, 2006). Por lo tanto, las personas que sufren de claustrofobia son, generalmente, más ansiosas y depresivas. Éstos síntomas psicológicos han sido repetidamente demostrados ser más comunes entre las mujeres (Chaves, 2003; Gouveia et al., 2003), siendo una posible explicación del mayor promedio de este grupo en el CC cuando comparado con los varones.

En resumen, se han demostrado evidencias de validez factorial, validez convergente y fiabilidad del *Cuestionario de Claustrofobia* en Brasil. Incluso siendo más adecuado tratar esta medida como bifactorial, al menos en este país una estructura unifactorial puede ser también tenida en cuenta. Otros estudios en esta cultura son aún demandados para soportar la adecuación psicométrica de este instrumento. Por ejemplo, sería oportuno conocer en qué medida sus puntuaciones se correlacionan con aquellas de otros cuestionarios presentes en la literatura (Febbraro & Clum, 1995), o incluso evaluar su sensibilidad y especificidad, considerando personas de la población general y aquellas diagnosticadas como claustrofóbicas (*padrón oro*).

### Referencias

- Arcuri, S. M., & McGuire, P. K. (2001). Ressonância magnética funcional e sua contribuição para o estudo da cognição em esquizofrenia. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 23, 38-41.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4<sup>th</sup> ed.). Washington, DC: Author.
- Borges, L. O., & Argolo, J. C. T. (2002). Adaptação e validação de uma escala de bem-estar psicológico para uso em estudos ocupacionais. *Avaliação Psicológica*, 1, 17-27.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Springer-Verlag.
- Chaves, S. S. S. (2003). *Valores como preditores do bem-estar subjetivo*. Dissertação de Mestrado não-publicada, Departamento de Psicologia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, PB.
- Febbraro, G. A. R., & Clum, G. A. (1995). A dimensional analysis of claustrophobia. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 17, 335-351.
- Fredrikson, M., Annas, P., Fischer, H., & Wik, G. (1996). Gender and age differences in the prevalence of specific fears and phobias. *Behaviour Research Therapy*, 34, 33-39.
- Garson, G. D. (2003). *PA 765 Statnotes: An online textbook*. Retrieved May 17, 2005, from <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/statnote.htm>
- Goldberg, D. (1972). *The detection of psychiatric illness by questionnaire*. London: Oxford University Press.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Gouveia, V. V., Chaves, S. S. S., Oliveira, I. P., Dias, M. R., Gouveia, R. S. V., & Andrade, P. R. (2003). A utilização do QSG-12 na população geral: Estudo de sua validade de construto. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 19, 241-248.
- Hofstede, G. (1984). *Culture's consequences: International differences in work-related values*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Harris, L. M., Robinson, J., & Menzies, R. G. (1999). Evidence for fear of restriction and fear of suffocation as components of claustrophobia. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 155-159.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7, 191-205.
- 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.
- Index Psi. (2007). *Claustrofobia/questionário/escala*. Retrieved February 7, 2007, from <http://www.bvs-psi.org.br/>
- Kelloway, E. K. (1998). *Using LISREL for structural equation modeling: A researcher's guide*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Kinrys, G., & Wygant, L. E. (2005). Transtornos de ansiedade em mulheres: Gênero influencia o tratamento? *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 27, 43-50.
- Martínez, M. A., García, A., & Botella, C. (2003). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Claustrofobia en población española. *Psicothema*, 15, 673-678.
- McGlynn, F. D., Karg, R., & Lawyer, S. R. (2003). Fear responses to mock magnetic resonance imaging among college students: Towards a prototype experiment. *Journal of Anxiety Disorders*, 17, 335-347.
- McIsaac, H. K., Thordarson, D. S., Shafraan, R., Rachman, S., & Poole, G. (1998). Claustrophobia and the magnetic resonance imaging procedure. *Journal of Behavioral Medicine*, 21, 255-268.
- Muris, P., Schmidt, H., & Merckelbach, H. (1999). The structure of specific phobia symptoms among children and adolescents. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 863-868.

- Murphy, K., & Brunberg, J. A. (1997). Adult claustrophobia, anxiety and sedation in MRI. *Magnetic Resonance Imaging*, 15, 51-54.
- Nunnally, J. C. (1991). *Teoría psicométrica*. México, DF: Trillas.
- Olivares, J., Piqueras, J. A., & Alcázar, A. I. R. (2006). Características sociodemográficas y psicológicas de la fobia social en adolescentes. *Psicothema*, 18, 207-212.
- Öst, L.-G., & Csatlos, P. (2000). Probability ratings in claustrophobic patients and normal controls. *Behaviour Research and Therapy*, 38, 1107-1116.
- Peterson, R. A. (1994). A meta-analysis of Cronbach's coefficient Alpha. *Journal of Consumer Research*, 21, 381-391.
- Rachman, S., & Taylor, S. (1993). Analyses of claustrophobia. *Journal of Anxiety Disorders*, 7, 281-291.
- Radomsky, A. S., Rachman, S., Thordarson, D. S., McIsaac, H. K., & Teachman, B. A. (2001). The Claustrophobia Questionnaire. *Journal of Anxiety Disorders*, 15, 287-297.
- Radomsky, A. S., Ouimet, A. J., Ashbaugh, A. R., Paradis, M. R., Lavoie, S. L., & O'Connor, K. P. (2006). Psychometric properties of the French and English versions of the Claustrophobia Questionnaire (CLQ). *Anxiety Disorders*, 20, 818-828.
- Stravynski, A., Basoglu, M., Marks, M., Sengun, S., & Marks, I. M. (1995). The distinctiveness of phobias: A discriminant analysis of fears. *Journal of Anxiety Disorders*, 9, 89-101.
- Turner, S. M., Beidel, D. C., & Townsley, R. M. (1992). Social phobia: A comparison of specific and generalized subtypes and avoidant personality disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 101, 326-331.
- van de Vijver, F. J. R., & Leung, K. (1997). *Methods and data analysis for cross-cultural research*. Newbury Park, CA: Sage.
- Watkins, D. (1989). The role of confirmatory factor analysis in cross-cultural research. *International Journal of Psychology*, 24, 685-701.

Received 23/07/2007

Accepted 31/01/2008

**Valdiney V. Gouveia.** Doctor en Psicología Social. Profesor adjunto IV en la Universidad Federal de Paraíba (UFPB) y becario de Productividad en Investigación del Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

**Emerson-Diógenes de Medeiros.** Alumno de doctorado en Psicología Social en la UFPB.

**Rildésia S. V. Gouveia.** Alumna de doctorado en Psicología Social en la UFPB.

**Walberto S. Santos.** Doctor en Psicología Social. Profesor Adjunto I en la Universidad Federal de Ceará (UFC).

**Pollyane K. C. Diniz.** Alumna de maestría en Psicología Social en la UFPB.