

Inventário de Pádua: Desenvolvimento e estudo das propriedades psicométricas de uma versão reduzida

Ana Galhardo¹, Diana Santos², Ilda Massano-Cardoso³, & Marina Cunha⁴

Copyright © 2018.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License 3.0 (CC BY-NC-ND).

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/>



¹ PhD. Instituto Superior Miguel Torga. Centro de Investigação em Neuropsicologia e Intervenção Cognitivo-Comportamental (CINEICC), Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação, Universidade de Coimbra. E-mail: anamargaridagalhardo@gmail.com; anagalhardo@ismt.pt.

² MSc. Instituto Superior Miguel Torga.

³ PhD. Instituto Superior Miguel Torga. Faculdade de Medicina, Universidade de Coimbra.

⁴ PhD. Instituto Superior Miguel Torga. Centro de Investigação em Neuropsicologia e Intervenção Cognitivo-Comportamental (CINEICC), Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação, Universidade de Coimbra.

Como citar/How to cite this paper: Galhardo, A., Santos, D., Massano-Cardoso, I., & Cunha, M. (2018). Inventário de Pádua: Desenvolvimento e estudo das propriedades psicométricas de uma versão reduzida. *Revista E-Psi*, 8(1), 1-19.

Resumo

O Inventário de Pádua (IP) é um instrumento de autorresposta, constituído por 60 itens, que avalia a sintomatologia obsessivo-compulsiva. Trata-se de um instrumento extenso cuja versão original já foi alvo de três revisões, sendo os resultados alcançados considerados satisfatórios. Neste contexto, o presente estudo teve como objetivo desenvolver uma versão reduzida do IP (IP-R), bem como estudar a sua estrutura fatorial e as respetivas características psicométricas. Numa primeira etapa e recorrendo à amostra do estudo original da versão portuguesa (N = 604), procedeu-se à eliminação de itens com base nos critérios psicométricos habitualmente usados para este efeito e na análise de componentes principais. Nesta sequência foi alcançada uma versão do IP-R composta por 22 itens, distribuídos por 5 subescalas: 1- Dúvida, 2- Pensamento mágico, 3- Sujidade/Contaminação/Lavagem, 4- Verificação repetida e 5- Necessidade de ordem/simetria, tendo-se observado a existência de uma correlação forte entre o IP-R e o IP. Numa segunda etapa e recorrendo a uma amostra de 338 sujeitos da população geral, efetuou-se a análise fatorial confirmatória do modelo de 5 fatores do IP-R, tendo sido excluído mais um item. A análise fatorial confirmatória da versão de 21 itens agrupados em 5 fatores demonstrou uma boa qualidade de ajustamento do modelo. No que diz respeito à consistência interna, calculada através do alfa de Cronbach e da fiabilidade compósita, esta revelou-se muito boa. A análise da fiabilidade teste-reteste apontou uma estabilidade temporal apropriada. Quanto à validade convergente o IP-R apresenta uma correlação forte com o Inventário Obsessivo de Coimbra, que também avalia sintomatologia obsessivo-compulsiva. Relativamente à validade divergente, o IP-R revelou correlações moderadas com as Escalas de Ansiedade, Depressão e Stress. Em síntese, o IP-R revelou ser uma medida de autorresposta válida e fidedigna para avaliação de sintomas obsessivo-compulsivos, tendo a vantagem, por comparação com a sua versão mais longa, de ser de rápida administração, o que lhe confere utilidade, quer no âmbito da investigação, quer da clínica.

Palavras-chave

Inventário de Pádua, versão reduzida, sintomas obsessivo-compulsivos, estrutura fatorial, propriedades psicométricas.

Introdução

A perturbação obsessivo-compulsiva (POC) constitui-se como uma condição tendencialmente crónica e incapacitante sendo tida como a quarta perturbação psiquiátrica mais frequente em termos mundiais (Rosario-Campos et al., 2006). É habitualmente descrita como desencadeadora de níveis elevados de sofrimento e como afetando diversas áreas da vida dos sujeitos como, por exemplo, relacionamentos interpessoais, a capacidade para o trabalho e o desempenho de atividades diárias (Eisenet et al., 2006).

A principal característica desta perturbação é a presença de obsessões e/ou compulsões. As obsessões correspondem a pensamentos, imagens ou impulsos recorrentes e intrusivos, que, na maior parte das vezes, perturbam o paciente, quer pela sua frequência e/ou conteúdo desagradável ou absurdo, quer pelos níveis elevados de ansiedade que induzem. Por sua vez, as compulsões dizem respeito a comportamentos motores ou atos mentais levados a cabo em resposta a uma obsessão, visando a redução da ansiedade ou a prevenção de acontecimentos temidos (Bloch et al., 2008).

Relativamente à prevalência da POC, o estudo conhecido por *Epidemiologic Catchment Area* (ECA; Karno, Golding, Sorenson & Burnam, 1988) apontou um valor de prevalência a seis meses de 1.6% (Myers et al., 1984) e de prevalência ao longo da vida de 2.5% (Robins et al., 1984). Já no que concerne à prevalência da POC por sexo, numa revisão de 27 estudos, Fontenelle e Hasler (2008) observaram um predomínio relativo do sexo feminino em 22 desses estudos.

A sintomatologia obsessivo-compulsiva pode assumir manifestações muito diversas. Como tal, a literatura tem apontado várias tentativas de reunir estes sintomas em dimensões. Por exemplo, Rosario-Campos et al. (2006) propõem seis dimensões de sintomas: i) Obsessões relativas a dano devido a lesão, violência, agressão ou desastres naturais e compulsões relacionadas; ii) Obsessões sexuais, morais ou religiosas e compulsões relacionadas; iii) Obsessões e compulsões de simetria, ordem, contagem e organização; iv) Obsessões de contaminação e compulsões de limpeza; v) Obsessões e compulsões de acumulação e colecionismo; e vi) Obsessões e compulsões variadas relacionadas com preocupações somáticas, superstições e outras. Por sua vez, Bloch e colaboradores (2008) remetem para a existência de quatro dimensões: i) Obsessões de simetria e compulsões de ordenação, contagem e repetição; ii) Obsessões de conteúdo agressivo, sexual, religioso e somático, iii) Compulsões de verificação, e iv) Obsessões e Compulsões de acumulação.

De referir também que nas várias edições do Manual de Diagnóstico e Estatística das Perturbações Mentais (DSM), a POC tem sofrido algumas modificações. No DSM-5 (APA, 2014), a POC já não integra o grupo das perturbações de ansiedade e passou a formar um novo grupo de patologias designado por Perturbação Obsessivo-Compulsiva e Perturbações Relacionadas. Esta alteração resultou de evidências que mostram a existência de diferenças,

quer em termos fenomenológicos, quer comportamentais, entre a POC e perturbações relacionadas e as demais perturbações de ansiedade (Van Ameringen, Patterson, & Simpson, 2014). Estes mesmos autores referem que estas diferenças são extensas e incluem fatores de risco genéticos, biomarcadores, curso da doença, comorbilidades, características de personalidade associadas, processamento cognitivo-emocional e resposta ao tratamento.

No campo da avaliação, por se tratar de um quadro clínico que apresenta uma diversidade de sintomas obsessivo-compulsivos, têm vindo a ser desenvolvidos vários instrumentos destinados a avaliar a duração, frequência, natureza e grau de perturbação destes mesmos sintomas. Como tal, são de seguida apresentados brevemente os instrumentos que mais têm vindo a ser usados para avaliar este tipo de sintomatologia:

Dimensional Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale (DY-BOCS; Rosario-Campos et al., 2006). A DYBOCS é uma versão modificada da *Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale* (Goodman et al., 1989). Esta escala contém seis dimensões [i) Obsessões relativas a dano devido a lesão, violência, agressão ou desastres naturais e Compulsões relacionadas, ii) Obsessões sexuais, morais ou religiosas e Compulsões relacionadas, iii) Obsessões e Compulsões de simetria, ordem, contagem e organização, iv) Obsessões de contaminação e Compulsões de limpeza, v) Obsessões e Compulsões de acumulação e colecionismo, vi) Obsessões e Compulsões variadas relacionadas com preocupações somáticas, superstições e outros sintomas], e permite ainda a obtenção de um *score* global da gravidade da POC e o registo dos sintomas mais severos. Da análise da consistência interna resultaram valores de alfa de Cronbach a variaram entre .94 e .96 (Rosario-Campos et al., 2006).

Vancouver Obsessional-Compulsive Inventory-Revised (VOCI-R; Gönner, Ecker, Leonhart, & Limbacher, 2010). O VOCI-R corresponde a uma versão revista do *Maudsley Obsessional Compulsive Inventory* - MOCI (Hodgson & Rachman, 1977) que avalia os sintomas obsessivo-compulsivos através de 30 itens divididos por seis subescalas: i) Verificação, ii) Contaminação, iii) Acumulação, iv) Obsessões, v) Perfeccionismo, e vi) Dificuldade em tomar decisões. Do estudo da consistência interna foram obtidos valores de $\alpha = .82$ para a escala total e a variar entre $\alpha = .81$ e $\alpha = .95$ para as respetivas subescalas (Gönner et al., 2010).

Obsessive-Compulsive Inventory-Revised (OCI-R; Foa et al., 2002). O OCI-R constitui-se como um inventário de autorresposta que avalia a sintomatologia obsessivo-compulsiva através de um conjunto de 18 itens agrupados em seis subescalas: i) Lavagem, ii) Verificação, iii) Ordem, iv) Obsessões, v) Acumulação, e vi) Neutralização. O valor de consistência interna encontrado para a escala total foi de $\alpha = .90$, sendo que para as diferentes subescalas este variou entre $\alpha = .83$ e $\alpha = .90$.

Clark-Beck Obsessive-Compulsive Inventory (CBOCI; Clark, Beck, Antony, Swinson & Steer, 2005). O CBOCI destina-se a avaliar a frequência e gravidade de duas dimensões: obsessões e compulsões. É constituído por 25 itens e duas subescalas: obsessões (14 itens) e

compulsões (11 itens). Quer a escala total, quer as duas subescalas evidenciaram o mesmo valor de consistência interna ($\alpha = .93$).

Inventário Obsessivo de Coimbra (IOC; Galhardo & Pinto-Gouveia, 2008). O IOC é um instrumento de autorresposta composto por duas subescalas, de frequência e de perturbação emocional, com 50 itens cada. A análise das suas componentes principais apontou a existência de doze dimensões: i) Obsessões de contaminação/Compulsões de lavagem, ii) Compulsões de verificação repetida, iii) Dúvida/indecisão, iv) Pensamentos intrusivos incontroláveis/rituais cobertos, v) Pensamento mágico, vi) Lentidão/repetição, vii) Necessidade de controlo, viii) Necessidade de ordem/simetria, ix) Compulsões de coleção/poupança, x) Obsessões/compulsões religiosas, xi) Obsessões somáticas, e xii) Impulsos obsessivos/agressivos. O IOC mostrou uma consistência interna de $\alpha = .97$ para a Escala IOC-Frequência e de $\alpha = .96$ para a escala IOC-Perturbação Emocional.

Padua Inventory (PI; Sanavio, 1988). O PI avalia a gravidade dos sintomas obsessivo-compulsivos. Este inventário, constituído por 60 itens respondidos numa escala tipo Likert de 5 pontos (0 “não é perturbador” a 4 “muito perturbador”), avalia pensamentos intrusivos, dúvidas, comportamentos de verificação e limpeza, presença de impulsos sem sentido ou inaceitáveis, pensamentos repetitivos acerca de perigos com baixa probabilidade de ocorrência, imagens repugnantes recorrentes, etc. (Van Oppen, 1992). Do estudo da sua análise fatorial foi gerada uma estrutura de quatro fatores: i) Perturbação do controlo sobre as atividades mentais, ii) Contaminação, iii) Comportamentos de verificação, iv) Impulsos e Preocupações acerca da perda do controlo motor. O cálculo da consistência interna para a escala total indicou valores de alfa de Cronbach para os homens de .90 e de .94 para as mulheres (Sanavio, 1988). As propriedades psicométricas do PI fazem deste inventário um instrumento credível e muito utilizado na prática clínica e na investigação. Assim, são vários os estudos internacionais que ao longo do tempo, têm estudado o PI.

Sternberger e Burns (1990), numa amostra de 701 estudantes universitários americanos, apontaram igualmente uma estrutura de quatro fatores semelhante à encontrada no estudo italiano da versão original do PI. Neste estudo o valor de alfa foi de .94 para a escala total, sendo que para as subescalas os valores oscilaram entre de $\alpha = .77$, e $\alpha = .89$. Com resultados semelhantes, Van Oppen (1992), numa amostra de indivíduos holandeses da população geral ($N = 430$), encontrou um valor de alfa de Cronbach de .94 no total dos 60 itens e valores entre $\alpha = .57$ e $\alpha = .90$ para as subescalas. Também os resultados obtidos por Kyrios, Bhar e Wade (1996), numa amostra de estudantes universitários australianos ($N = 306$), indicaram um valor de consistência interna para a escola total de $\alpha = .94$, tal como havia sucedido nas amostras americana e holandesa. No estudo australiano, a análise da estrutura fatorial sugeriu os mesmos quatro fatores que os do estudo de Van Oppen (1992). Por sua vez, os valores de consistência interna para as quatro subescalas foram os seguintes: $\alpha = 0.89$, $\alpha = 0.85$, $\alpha = 0.84$ e $\alpha = 0.77$, respetivamente. Um outro estudo

numa amostra britânica da comunidade ($N = 1855$) sugeriu igualmente uma estrutura fatorial de quatro fatores e um valor de alfa de Cronbach na escala total de $\alpha = .96$, com valores de $\alpha = .78$ a $\alpha = .92$ para as subescalas (Macdonald & de Silva, 1999). Já os resultados do estudo de Ibáñez e colaboradores (2002), com uma amostra espanhola ($N = 356$), confirmaram a adequação da estrutura de quatro fatores proposta por Sanavio (1988), apontando os seguintes valores para a consistência interna das subescalas: $\alpha = .89$, $\alpha = .78$, $\alpha = .86$ e $\alpha = .73$. Estes mesmos autores indicaram que a escala total evidenciou um valor de $\alpha = .92$. O estudo de Goodarzi e Firoorzabi (2005), conduzido numa amostra de 219 indivíduos da população geral iraniana, foi indicador de uma estrutura de quatro dimensões idêntica à proposta pelo autor da versão original. No que respeita aos valores de consistência interna, foi encontrado um valor de $\alpha = .95$ para a escala total e valores de $\alpha = .90$, $\alpha = .87$, $\alpha = .90$ e $\alpha = .77$, para as diferentes subescalas. De mencionar ainda um outro estudo, realizado com recurso a três amostras distintas ($N1 = 1939$, $N2 = 1341$ e $N3 = 298$) de estudantes universitários chineses, no qual foi igualmente encontrada uma estrutura de quatro fatores: i) Perturbação do controlo de atividades mentais, ii) Impulsos e preocupações acerca da perda do controlo motor, iii) Contaminação, e iv) Verificação. Do estudo da consistência interna para as subescalas foram obtidos os valores de $\alpha = .94$, $\alpha = .85$, $\alpha = .86$ e $\alpha = .88$, respetivamente (Liu, Qin, Tan, Wang, Yi, & Zhong, 2011).

Para além dos estudos acima descritos, o PI foi alvo de três revisões (Van Oppen, Hoekstra, & Emmelkamp, 1995; Burns, Keortge, Formea, & Sternberger, 1996; Gönner, Ecker, & Leonhart, 2010), que são em seguida descritas nos seus aspetos mais relevantes:

Sanavio (1988), no estudo da versão original do PI, apenas validou este instrumento numa amostra não-clínica. Neste contexto, Van Oppen, Hoekstra & Emmelkamp (1995), com base nesta limitação, procederam a uma revisão do PI utilizando uma amostra de pacientes com diagnóstico de POC, pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade e sujeitos sem patologia. Desta revisão foi obtido o *Padua Inventory - Revised* (PI-R), constituído por 41 itens e cinco subescalas: i) Impulsos, ii) Lavagem, iii) Verificação, iv) Ruminação, e v) Precisão. No que se refere à consistência interna da escala total, foram encontrados valores de $\alpha = .89$ e $\alpha = .92$ para as três amostras. Na amostra de pacientes com diagnóstico de POC os autores indicaram valores de $\alpha = .85$, $\alpha = .93$, $\alpha = .89$, $\alpha = .86$ e $\alpha = .77$ respetivamente, para as cinco subescalas. Na amostra de pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade os valores foram idênticos: $\alpha = .77$, $\alpha = .89$, $\alpha = .88$, $\alpha = .89$ e $\alpha = .65$; por último, na amostra de sujeitos sem patologia, os valores reportados foram $\alpha = .69$, $\alpha = .82$, $\alpha = .86$, $\alpha = .87$ e $\alpha = .66$, também para as cinco subescalas.

Tendo em conta a limitação apontada à versão original do PI de que este poderia estar a avaliar não tanto a presença de obsessões, mas mais a propensão para a preocupação, Burns e colaboradores (1996) desenvolveram o *Padua Inventory Washington State University Revision* (PI-WSUR), composto por 39 itens. Nesta nova versão foi sugerida uma

estrutura fatorial de cinco dimensões: i) Pensamentos sobre fazer mal a si próprio ou a outros, ii) Impulsos de fazer mal a si próprio e a outros, iii) Obsessões de contaminação e Compulsões de lavagem, iv) Compulsões de verificação, e v) Compulsões relacionadas com vestir e arranjo pessoal. O PI-WSUR demonstrou valores de $\alpha = .77$, $\alpha = .82$, $\alpha = .85$, $\alpha = .88$ e $\alpha = .78$, respetivamente para cinco subescalas e $\alpha = .92$ para a escala total, no que diz respeito à sua consistência interna.

Gönner, Ecker, & Leonhart (2010) estudaram as características psicométricas do PI-R e do PI-WSUR numa amostra de pacientes com POC e numa segunda amostra de pacientes com perturbações de ansiedade e/ou depressão, tendo construído a versão mais reduzida até ao momento do PI, o *Padua Inventory-Palatine Revision* (PI-PR), integrando 24 itens que avaliam seis dimensões: i) Contaminação e Lavagem, ii) Verificação, iii) Números, iv) Compulsões relacionadas com vestir e arranjo pessoal, v) Ruminação e vi) Obsessões e Impulsos de fazer mal a si próprio e a outros. O PI-PR revelou um valor de $\alpha = .87$ para a escala total na amostra de pacientes com diagnóstico de POC e de $\alpha = .92$ nos pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade e/ou depressão. Relativamente aos valores de consistência interna das subescalas foram alcançados os valores de $\alpha = .93$, $\alpha = .88$, $\alpha = .81$, $\alpha = .78$, $\alpha = .84$ e $\alpha = .85$, respetivamente na amostra de pacientes com diagnóstico de POC. Por sua vez, na amostra de pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade e/ou depressão foram apontados valores de $\alpha = .84$, $\alpha = .88$, $\alpha = .86$, $\alpha = .80$, $\alpha = .87$ e $\alpha = .78$, respetivamente.

Com efeito, quer ao nível da investigação, quer da clínica, a existência de versões reduzidas de instrumentos que se proponham a avaliar os mesmos constructos que as versões mais extensas, tendem a exibir um conjunto de vantagens, nomeadamente, diminuir o tempo de resposta, aumentar a participação no que respeita ao preenchimento total dos instrumentos, melhorar a qualidade das respostas, bem como a motivação para a participação (Gordts, Uzieblo, Neumann, den Bussche, & Rossi, 2017). Estas versões mais breves encerram um menor risco de os itens serem percecionados como repetitivos e/ou irrelevantes, o que de acordo com Bertoquini e Pais-Ribeiro (2006), pode comprometer a validade do instrumento, mais precisamente, a validade facial.

Atendendo a que a versão original do PI conta com três revisões e que os resultados obtidos podem ser tidos como satisfatórios, considerou-se potencialmente vantajoso o desenvolvimento de uma versão reduzida do PI (versão portuguesa) e respetivo estudo da sua estrutura fatorial e propriedades psicométricas. Note-se que pelo facto de existir uma versão portuguesa do IP, a qual havia resultado dos procedimentos recomendados para o estudo de versões cujos instrumentos originais foram desenvolvidos noutras línguas, e que esta tinha demonstrado boas propriedades psicométricas, optou-se pelo seu uso, em vez de recorrer a uma versão reduzida em língua inglesa. No presente estudo foi usada a versão portuguesa do PI, construída por 60 itens distribuídos por 10 fatores (Galhardo &

Pinto-Gouveia, 2003). De realçar que o alcance de uma versão breve do PI proporcionará uma forma mais rápida e flexível de avaliação da sintomatologia obsessivo-compulsiva, quer em contextos clínicos, quer de investigação.

Metodologia

Participantes

O presente estudo recorreu a duas amostras distintas. Uma primeira amostra na qual foi efetuado o desenvolvimento da versão reduzida do IP (IP-R), composta por 604 sujeitos da população geral, do estudo de Galhardo e Pinto-Gouveia (2003). Esta amostra integrou 323 sujeitos do sexo masculino (46.5%) e 281 do sexo feminino (53.5%), com idades compreendidas entre os 18 e os 64 anos, sem história psiquiátrica prévia. A média encontrada para a idade destes indivíduos foi de 35.04 anos ($DP = 11.69$). O estado civil mais frequente foi o de casado, com 308 (51.0%) sujeitos, seguido do de solteiro, com 264 (43.7%), do de divorciado, com 23 (3.8%) e, por último, o de viúvo, com 9 (1.5%) indivíduos. Relativamente aos anos de escolaridade, estes variaram entre 4 e 22 anos ($M = 12.79$; $DP = 3.80$). Em termos profissionais, 130 eram estudantes (21.5%), 470 (74.9%) tinham uma ocupação profissional e 4 (0.7%) eram indivíduos reformados (para uma descrição mais detalhada, consultar Galhardo & Pinto-Gouveia, 2008).

Para se proceder à análise da estrutura fatorial (Análise Fatorial Confirmatória) e estudo das propriedades psicométricas do IP-R, utilizou-se uma amostra constituída por 338 indivíduos da população geral, cujo critério de inclusão foi possuir idade igual ou superior a 18 anos. Destes 338 sujeitos, 86 (25.4%) são do sexo masculino e 252 (74.6%) do sexo feminino. Os participantes apresentam idades compreendidas entre os 18 e os 70 anos ($M = 26.23$; $DP = 10.09$). No que diz respeito aos anos de escolaridade, estes variam entre um mínimo de 4 e um máximo de 23 anos ($M = 13.59$; $DP = 2.39$). Em termos de estado civil, 273 são solteiros (80.8%), 51 são casados ou vivem em união de facto (15.1%), 11 são divorciados ou separados de facto (3.3%) e 3 são viúvos (0.9%). A maioria dos participantes é estudante (260; 76.9%), 66 tem uma ocupação profissional (20.4%), e os restantes 12 estão desempregados, reformados ou encontram-se noutra situação (2.7%).

Instrumentos

Questionário sociodemográfico - constituído por questões relativas à idade, sexo, estado civil, anos de escolaridade, e profissão.

Para a avaliação da ansiedade, depressão e *stress* foi utilizada a *Escala de Ansiedade, Depressão e Stress* (EADS- 21) traduzida e adaptada para a população portuguesa por Pais-Ribeiro, Honrado e Leal em 2004. A EADS organiza-se em três escalas: Ansiedade, Depressão e *Stress*, incluindo cada uma delas sete itens. Cada item consiste numa afirmação que remete para sintomas emocionais negativos, sendo solicitado ao sujeito que responda se a

afirmação se lhe aplicou “na semana passada”. Resultados mais elevados em cada subescala correspondem a estados afetivos mais negativos. Na versão portuguesa, a consistência interna foi examinada através do alfa de Cronbach e os resultados foram de .74 para a escala de ansiedade, .85 para a escala de depressão, e de .81 para a de *stress* (Pais-Ribeiro et al., 2004). Na presente amostra os valores de alfa de Cronbach encontrados foram de .85 para a escala de ansiedade, .90 para a escala de depressão e de .90 para a de *stress*.

Os sintomas obsessivo-compulsivos foram medidos através do Inventário de Pádua (IP) (Sanavio, 1988), cuja versão portuguesa foi desenvolvida por Galhardo e Pinto-Gouveia em 2003. Esta versão é composta por 60 itens, que avaliam o grau de perturbação desencadeada por pensamentos, comportamentos e impulsos de carácter obsessivo-compulsivo, utilizando uma escala de 5 pontos (0 = nenhuma perturbação, e 4 = muita perturbação). Na versão portuguesa, o estudo da consistência interna, quer nos homens, quer nas mulheres, revelou um valor de $\alpha = .95$.

O *Inventário Obsessivo de Coimbra* (IOC; Galhardo & Pinto-Gouveia, 2008) é constituído por uma subescala que avalia a frequência dos sintomas obsessivo-compulsivos e outra subescala que avalia o grau de perturbação emocional desses mesmos sintomas, integrando cada uma delas 50 itens. O estudo da consistência interna da escala de frequência do IOC mostrou um valor de $\alpha = .93$, sendo o valor de $\alpha = .96$ para a escala de perturbação emocional (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2008).

Procedimentos

Relativamente ao recrutamento dos participantes, foram realizados dois procedimentos: 1) Recrutamento por “bola de neve” através da divulgação do estudo através de *email* e redes sociais, solicitando a participação de indivíduos da população geral, efetuando estes o preenchimento *online* dos instrumentos através da plataforma *Google Docs*; 2) Recolha presencial de dados nas turmas dos diversos cursos ministrados no Instituto Superior Miguel Torga. A recolha de dados decorreu entre 8 de março e 4 de maio de 2017, sendo que a uma subamostra, composta por 23 sujeitos, o mesmo protocolo foi administrado 6 semanas mais tarde de modo a poder ser avaliada a estabilidade temporal do IP.

De notar que o estudo foi submetido para apreciação à Comissão de Ética do Instituto Superior Miguel Torga tendo obtido parecer favorável. Este procedimento antecedeu o processo de recolha de dados anteriormente descrito.

Análise estatística

A análise estatística foi efetuada com recurso ao programa IBM SPSS *Statistics* (v.24; IBM SPSS *Statistics*), sendo que para o estudo da análise fatorial confirmatória (AFC), foi usado o programa IBM SPSS *Amos* (v. 24), de acordo com o descrito em Marôco (2010).

Para efeitos de desenvolvimento do IP-R iniciámos os procedimentos de eliminação de itens da versão portuguesa original, de acordo com os seguintes critérios: (1) valor de alfa de Cronbach se item excluído, (2) correlação item-total (correlações $<.40$) e (3) análise de componentes principais (ACP) com rotação Varimax, sendo eliminados os itens com pesos fatoriais inferiores a $.40$ e/ou que saturaram em mais do que um fator. Seguiu-se uma análise fatorial exploratória (AFE) numa amostra de 604 indivíduos da população geral, recorrendo ao estudo da versão portuguesa do IP (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003).

Num segundo momento foi conduzida uma AFC com vista a avaliar o ajustamento dos dados ao modelo de cinco fatores do IP-R. No que respeita à qualidade de ajustamento do modelo, foram considerados os seguintes indicadores: qui-quadrado normalizado (χ^2/df), Comparative Fit Index (CFI), Goodness of Fit Index (GFI), Tucker - Lewis Coefficient (TLI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) e Modified Expected Cross-Validation Index (MECVI), de acordo com as indicações de Marôco (2010).

Entre as análises conduzidas incluem-se, ainda, o cálculo das médias e desvio-padrão para as variáveis contínuas, obtenção de frequências e percentagens para as variáveis categoriais no que respeita à caracterização da amostra usada na segunda etapa. A consistência interna do IP-R foi calculada através do alfa de Cronbach e da Fiabilidade Compósita (FC). Para o alfa de Cronbach foram seguidas as recomendações de Nunnally (1978). Dado que alguns autores questionam o recurso ao alfa de Cronbach como medida da consistência interna, adicionalmente, foi calculada a FC (Marôco & Garcia-Marquez, 2006). Procedeu-se também à comparação de medianas através do teste de Mann-Whitney e à análise das associações entre variáveis através do coeficiente de Correlação de Spearman, dado que, por recurso ao teste de Kolmogorov-Smirnov, se observou que a amostra não possuía uma distribuição normal nas variáveis em estudo.

Resultados

Desenvolvimento do IP-R

Com base no critério valor de alfa de Cronbach se item excluído, foi eliminado um item: *“30. Algumas vezes atraso-me porque continuo a fazer certas coisas mais vezes que o necessário”*, dado que o valor de $\alpha = .95$ diminuiria a consistência interna do inventário ($\alpha = .96$). Por sua vez, atendendo ao critério, correlações item-total inferiores a $.40$, foram eliminados nove itens: *“1. Sinto que as minhas mãos ficam sujas quando toco em dinheiro”*, *“46. Quando estou numa ponte ou numa janela muito alta e olho para baixo, sinto um impulso de me atirar”*, *“47. Às vezes, quando vejo um comboio a aproximar-se, penso que me poderia atirar para debaixo das suas rodas”*, *“48. Em certos momentos, sinto-me tentado a tirar as minhas roupas em público”*, *“49. Por vezes, quando estou a conduzir, sinto um impulso para desviar o carro contra alguém ou contra alguma coisa”*, *“51. Fico aborrecido e preocupado quando vejo facas, punhais e objetos afiados”*, *“54. Algumas vezes tenho o*

impulso de roubar as coisas das outras pessoas, mesmo que não me sirvam para nada”, “55. Algumas vezes sinto-me irresistivelmente tentado a roubar alguma coisa no supermercado” e “56. Algumas vezes, tenho um impulso de magoar crianças ou animais indefesos”.

Uma vez removidos estes nove itens, foi realizada uma ACP, com rotação Varimax (seguindo o procedimento utilizado no estudo da versão portuguesa do IP), tendo-se obtido uma extração de oito componentes com *eigenvalues* superiores a 1 a explicar 58% da variância. No entanto, a análise do *Scree Plot* indicava a existência de cinco fatores, tendo-se procedido a uma nova análise fatorial forçada a cinco fatores, que explicaram 51% da variância. Nesta etapa foram removidos os itens que mostraram pesos fatoriais inferiores a .40 e/ou que saturaram em mais que um fator: “32. Quando começo a pensar em certas coisas, torno-me obcecado por elas”, “35. O meu cérebro segue constantemente o seu caminho e é-me difícil prestar atenção ao que se está a passar à minha volta”, “43. Preocupo-me em recordar coisas sem importância e esforço-me para não as esquecer”, “33. Vêm-me à cabeça pensamentos desagradáveis, contra minha vontade e não consigo livrar-me deles”, “17. Sinto que tenho que repetir certos números sem nenhuma razão”, “36. Imagino consequências catastróficas como resultado do facto de ser distraído ou de pequenos erros que faça”, “58. Em certas situações, sinto um impulso para comer muito, mesmo que depois fique mal disposto” e “59. Quando ouço falar de um suicídio ou de um crime, fico perturbado durante muito tempo e é-me difícil deixar de pensar nisso”. Finalizados os procedimentos anteriores, os itens foram mantidos com base nos pesos fatoriais mais elevados e na relevância clínica, ou seja, itens que relatassem conteúdos mais frequentes de sintomas obsessivo-compulsivos, tendo-se alcançado uma versão constituída por 22 itens, agrupados em cinco fatores.

A análise da associação entre o IP-R e o IP, através do cálculo das correlações de Spearman, revelou a existência de uma forte correlação entre ambas ($r_s = .97$).

Análise da estrutura fatorial

Num segundo momento deste estudo, foi realizada uma AFC desta versão de 22 itens numa amostra da população geral ($N = 338$).

Tabela 1. Distribuição dos itens do IP-R pelos cinco fatores: Pesos fatoriais, comunalidades, médias, desvios-padrão, correlação item-total corrigida.

| Itens | Peso fatorial | h^2 | M | DP | r (item –total corrigido) |
|---|---------------|-------|-------|-------|-----------------------------|
| F1 – Dúvida | | | | | |
| 15. Depois de fazer qualquer coisa cuidadosamente, ainda tenho a impressão de não ter feito bem ou de não ter acabado | .68 | .67 | .89 | 1.02 | .74 |
| 14. Tenho a impressão de que nunca serei capaz de explicar as coisas claramente, especialmente quando falo de coisas importantes | .68 | .61 | 1.00 | 1.12 | .60 |
| 13. É-me difícil tomar decisões, mesmo sobre assuntos sem importância | .66 | .60 | .90 | .97 | .59 |
| 19. Quando leio, tenho a impressão de ter perdido algum aspeto importante e tenho que voltar atrás e reler essa passagem pelo menos duas ou três vezes | .58 | .45 | 1.11 | 1.05 | .63 |
| 16. Invento dúvidas e problemas acerca da maior parte das coisas que faço | .56 | .58 | .52 | .88 | .62 |
| F2 - Pensamento Mágico | | | | | |
| 18. Sinto que tenho de me lembrar de números sem importância | .72 | .67 | .20 | .59 | .49 |
| 17. Quando ouço falar de um desastre penso que, de alguma forma, a culpa é minha | .69 | .60 | .23 | .58 | .51 |
| 20. Às vezes sinto algo dentro de mim que me faz fazer coisas tolas e que eu não quero fazer | .61 | .57 | .36 | .74 | .45 |
| 21. Sinto que tenho de fazer certos gestos ou andar de uma certa forma | .59 | .50 | .26 | .66 | .50 |
| F3- Sujidade/Contaminação/Lavagem | | | | | |
| 1. Penso que mesmo um ligeiro contacto com secreções corporais (suor, saliva, urina, etc.) pode contaminar a minha roupa e, de alguma forma, fazer-me mal | .79 | .66 | .85 | .94 | .50 |
| 2. É difícil para mim tocar num objeto quando sei que este foi tocado por estranhos ou certas pessoas | .76 | .63 | .88 | .99 | .64 |
| 5. Se toco em alguma coisa que penso que está “contaminado”, tenho que me lavar ou limpar imediatamente | .73 | .61 | 1.30 | 1.22 | .60 |
| 3. Evito utilizar casas de banho públicas porque tenho medo de doenças e de contaminação | .72 | .62 | 1.46 | 1.21 | .54 |
| 4. Lavo as minhas mãos mais vezes e durante mais tempo que o necessário | .66 | .57 | .88 | 1.08 | .58 |
| F4 - Verificação Repetida | | | | | |
| 10. Verifico e torno a verificar as torneiras do gás e da água e os interruptores da luz, depois de os ter desligado | .79 | .76 | .74 | .93 | .64 |
| 11. Volto a casa para verificar portas, janelas, gavetas, etc., para ter a certeza que estão realmente fechadas | .78 | .73 | .58 | .88 | .56 |
| 12. Continuo a verificar detalhadamente impressos, documentos, cheques, etc., para ter a certeza de que os preenchi corretamente | .60 | .61 | .99 | 1.04 | .67 |
| 9. Tenho tendência para continuar a verificar as coisas mais vezes que o necessário | .65 | .68 | .95 | 1.02 | .65 |
| F5 - Necessidade de Ordem/Simetria | | | | | |
| 6. Sinto-me obrigado a seguir uma determinada ordem quando me visto, dispo ou lavo | .77 | .73 | .67 | .99 | .66 |
| 7. Antes de me deitar tenho de fazer certas coisas, segundo uma certa ordem | .73 | .78 | .71 | .97 | .65 |
| 8. Antes de ir para a cama tenho que pendurar ou dobrar as minhas roupas de uma certa forma | .65 | .67 | .54 | .90 | .55 |
| Score Total (21 itens) | - | - | 16.00 | 12.12 | 1 |

Todos os itens apresentam pesos fatoriais a variarem entre .569 e .900. O modelo testado apresentou uma qualidade de ajustamento boa: CFI = .926; GFI = .893; TLI = .914; RMSEA = .060 e MECVI = 1.660. Apenas o índice do ajustamento do qui-quadrado normalizado demonstrou um valor sofrível ($\chi^2/gl = 2.23$). A análise das distâncias de Mahalanobis ao quadrado (DM^2), revelou a presença de várias observações correspondentes a *outliers*, no entanto, decidiu-se não as eliminar dado que a variabilidade associada aos fatores em estudo diminuiria possíveis interpretações de interesse nesta análise. Através da observação dos índices de modificação constatou-se que os resíduos dos itens 40 e 41, 41 e 40, 28 e 40 se encontravam correlacionados. Face a este resultado optou-se por eliminar o item 40 “Às vezes começo a contar objetos sem nenhuma razão”, e recalculou o modelo. O modelo de ACP do IP-R, após a remoção do item 40 manteve uma qualidade de ajustamento adequada: CFI = .939; GFI = .906; TLI = .928; SRMR = .048; RMSEA = .056 e MECVI = 1.430. Uma vez mais, somente o índice de ajustamento do qui-quadrado normalizado mostrou um valor sofrível ($\chi^2/gl = 2.07$). Todos os itens revelaram pesos fatoriais a variarem entre .579 e .899. De referir que tendo-se verificado uma diminuição do MECVI, este segundo modelo indica um ajustamento superior ao anteriormente testado. A Tabela 1 apresenta a versão final do IP-R, pesos fatoriais, comunalidades, médias, desvios-padrão, correlação item-total corrigida de cada item e do inventário global.

Como se pode observar na Tabela 1, todos os itens apresentam pesos de regressão $>.50$. Relativamente às comunalidades todos os itens, à exceção de dois, apresentam igualmente valores $>.50$. Excetuando dois itens, os demais evidenciam valores de correlação item-total $>.40$. Os valores das correlações encontradas entre os diferentes fatores do PI-R e o total do PI-R são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Correlações entre os fatores e com o total do IP-R.

| | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 |
|------|-----|-----|-----|-----|-----|
| F1 | | | | | |
| F2 | .65 | | | | |
| F3 | .46 | .33 | | | |
| F4 | .58 | .42 | .43 | | |
| F5 | .55 | .44 | .45 | .54 | |
| IP-R | .85 | .68 | .76 | .78 | .76 |

Verifica-se que cada um dos fatores se encontra fortemente associado com o total do inventário.

Estudo das propriedades psicométricas do IP-R

Uma vez obtida a versão reduzida do IP, foi levado a cabo o estudo das suas propriedades psicométricas. Tendo em conta que, na presente amostra ($N = 338$), as variáveis em estudo não seguiam uma distribuição normal, recorreu-se a testes

não-paramétricos. No que se refere à fiabilidade do IP-R, a escala total apresentou um coeficiente alfa de Cronbach de .91. Para as subescalas o valor de alfa variou entre .71 e .85, tal como ilustra a Tabela 3. No que respeita à média das correlações inter-itens verificou-se um valor de .33. Foi ainda calculada a FC da escala total, tendo esta revelado um valor de .97.

Tabela 3. Consistência interna do IP-R e das suas subescalas.

| | alfa de Cronbach |
|--|------------------|
| IP-R total | .91 |
| Fator 1. Dúvida | .83 |
| Fator 2. Pensamento mágico | .71 |
| Fator 3. Sujidade/Contaminação/Lavagem | .84 |
| Fator 4. Verificação repetida | .85 |
| Fator 5. Necessidade de ordem/simetria | .80 |

A fiabilidade teste-reteste, considerado um intervalo de tempo de seis semanas, indicou um valor de $r_s = .59$. Relativamente ao estudo da validade convergente, foram analisadas as correlações de Spearman entre o total do IP-R e do IOC (escala de frequência e escala de perturbação emocional), tendo-se observado valores de $r_s = .80$ e $r_s = .74$, respetivamente. No estudo da validade divergente, os resultados revelaram a existência das seguintes correlações entre o IP-R e as escalas de depressão, ansiedade e *stress* da EADS: $r_s = .45$; $r_s = .44$, e $r_s = .48$, respetivamente.

Adicionalmente foi explorada a existência de diferenças entre os sexos relativamente aos resultados obtidos no IP-R total e subescalas. O teste de Mann-Whitney apontou que não existem diferenças estatisticamente significativas entre homens e mulheres, quer em relação à escala total ($U = 10562.0$; $z = -350$; $p = .726$), quer às subescalas (F1: $U = 9381.5$; $p = .062$; F2: $U = 9309.5$; $p = .028$; F3: $U = 10394.5$; $p = .571$; F4: $U = 10263.0$; $p = .460$ e F5: $U = 9942.0$; $p = .232$).

Por último, foi averiguada a eventual existência de associações entre o total do IP-R e as variáveis sociodemográficas idade e anos de escolaridade. Para a idade, constatou-se que existe uma correlação negativa ($r_s = -.32$; $p < .001$) e para o número de anos de escolaridade verifica-se um padrão semelhante ($r_s = -.33$; $p < .001$).

Discussão

O presente estudo teve como objetivo central o desenvolvimento da versão reduzida do Inventário de Pádua na sua versão portuguesa (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003), designada por IP-R, bem como o estudo da sua estrutura fatorial e propriedades psicométricas.

De acordo com Balzer, Sinar, Smith, & Stanton (2002), tem-se vindo a assistir nos últimos anos a um interesse crescente pela obtenção de versões reduzidas de instrumentos

de autorresposta. Estas versões mais breves apresentam-se como vantajosas na medida em que instrumentos mais longos demoram mais tempo a serem respondidos e tendem a originar um maior cansaço e desistência nos respondentes. De acrescentar ainda a vantagem de os instrumentos mais breves poderem manter adequadas características psicométricas, tal como sucede com as suas versões mais extensas. Hinkin (1955) defende também a pertinência do desenvolvimento de versões reduzidas de instrumentos que mantenham propriedades psicométricas fidedignas, dado que escalas com muitos itens podem desencadear cansaço nos respondentes e serem mais morosas na sua aplicação.

Neste contexto, face ao principal objetivo deste trabalho e na sequência dos diversos procedimentos e análises anteriormente descritos, foi possível alcançar uma versão reduzida do IP, composta por 21 itens, repartidos por 5 subescalas, que avaliam a gravidade dos sintomas obsessivo-compulsivos ao longo das seguintes dimensões: Dúvida, Pensamento mágico, Sujidade/Contaminação/Lavagem, Verificação repetida e Necessidade de ordem/simetria. Efetivamente, o IP-R exibiu uma forte associação com a versão original do IP, indicando que ambos avaliam a sintomatologia obsessivo-compulsiva. Ainda que se trate de um instrumento de autorresposta mais breve, mantém muitas das propriedades psicométricas da versão portuguesa do PI, designadamente no que respeita à consistência interna e fiabilidade temporal (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003). Tal como observado nas três versões reduzidas do PI (Van Oppen et al., 1995; Burns et al., 1996; Gönner et al., 2010), também o IP-R demonstrou possuir, na globalidade, boas propriedades psicométricas. Relativamente à sua consistência interna, o IP-R apresentou um valor de alfa muito bom, tal como nas três versões reduzidas anteriormente descritas, sendo que no estudo de Gönner et al., (2010) um valor tão elevado apenas se observou na amostra de pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade e/ou depressão. Para além do valor do alfa de Cronbach, também a média das correlações inter-item se mostrou no intervalo recomendado por Clark & Watson (1995). Similarmente, e agora no que respeita às suas subescalas, o IP-R mostrou uma consistência interna a variar entre razoável a boa, à semelhança das versões de Burns et al. (1996) e Gönner et al. (2010). Com efeito, apenas a versão de Van Oppen et al. (1995) indicou valores de consistência interna a variar entre fraca a boa. Ainda no tocante às subescalas, a presença de subescalas de contaminação e lavagem e de verificação foi comum ao IP-R e às três revisões anteriormente mencionadas. Para além disso, o modelo de cinco fatores do IP-R revelou um ajustamento adequado (Marôco, 2010), sendo que a sua estrutura fatorial foi análoga à encontrada nas três revisões, à exceção da versão PI-PR, de Gönner et al. (2010), que apresentou uma estrutura fatorial de seis fatores.

A exploração da existência de diferenças no IP-R (total da escala e subescalas) em função dos sexos evidenciou a ausência de diferenças estatisticamente significativas entre homens e mulheres. Um padrão semelhante foi encontrado em diversos estudos internacionais que, ao longo do tempo, tiveram o IP com alvo de estudo enquanto escala

total (Sternberg & Burns, 1990; Van Oppen, 1992; Kyrios et al., 1996; Macdonald & de Silva, 1999; Liu et al., 2011). Já em relação às subescalas de controlo, contaminação, verificação e impulsos/preocupações acerca da perda do controlo motor, foram reportadas diferenças entre o sexo masculino e o sexo feminino (Van Oppen, 1992; Sternberg & Burns, 1990; Liu et al., 2011), com as mulheres a evidenciarem valores mais elevados. Ainda assim, no estudo de Kyrios et al. (1996), tal como sucedeu no presente estudo, não foram encontradas diferenças entre sexos no que toca às subescalas do IP. Se atentarmos na formulação dos itens que compõem o IP-R, não se observa a referência a nenhuma situação ou atividade que possa ter alguma conotação com o sexo masculino ou com o sexo feminino, o que poderá explicar a inexistência de diferenças entre homens e mulheres ao nível da sintomatologia obsessivo-compulsiva.

No que respeita à relação entre o IP-R e variáveis sociodemográficas, como a idade e os anos de escolaridade, observou-se que estas se correlacionam de forma negativa com o IP-R, ou seja, indivíduos mais velhos e com maior escolaridade evidenciam menor presença de sintomas obsessivo-compulsivos. Por sua vez, Macdonald & de Silva (1999), num estudo conduzido numa amostra britânica, no qual o IP foi também utilizado, referem que a idade não mostrou um efeito significativo sobre a gravidade da sintomatologia obsessivo-compulsiva. No entanto, poderemos equacionar que sujeitos mais velhos, mesmo que apresentando sintomas obsessivo-compulsivos, poderão não os considerar como perturbadores pelo facto de estarem familiarizados com este tipo de sintomas e, como tal, tolerá-los mais facilmente.

Ainda que as características do IP-R apresentem semelhanças com as encontradas noutras versões, devem ser consideradas algumas limitações metodológicas no presente estudo. No que se refere à estabilidade temporal deste inventário há a mencionar o número diminuto de sujeitos da subamostra para o teste-reteste ($n = 23$), sendo de salientar a necessidade de repetir esta análise em investigações futuras, por recurso a uma amostra de maior dimensão.

Igualmente de referir que seria útil a replicação deste estudo, particularmente no que diz respeito à estrutura fatorial do IP-R, numa amostra clínica, incluindo pacientes com um diagnóstico de POC e pacientes com outras perturbações psiquiátricas. De acrescentar que, no futuro, o estudo da validade discriminante deste instrumento poderia examinar em que medida o IP-R poderá constituir um complemento de diagnóstico de POC, explorando a sua sensibilidade e especificidade para definição de um ponto de corte.

Em suma, de acordo com os resultados reportados neste estudo, o IP-R apresenta-se como um instrumento válido e fidedigno dirigido a avaliar a sintomatologia obsessivo-compulsiva, tendo o benefício, comparativamente com a sua versão mais longa, de poder ser administrado num período de tempo mais breve, quer na clínica, quer integrando protocolos de investigação.

Referências

- APA. (2014). *DSM - 5. Manual de diagnóstico e estatística das perturbações mentais* (5ª ed). Lisboa: Climepsi Editores.
- Balzer, W. K., Sinar, E. F., Smith, P. C., & Stanton, J. M. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self-report scales. *Personnel Psychology, 55*, 167-194.
- Bertoquini, V., & Pais-Ribeiro, J. L. (2006). Estudo de formas muito reduzidas do modelo dos cinco factores da personalidade. *Psychologica, 43*, 193-210.
- Bloch, M. H., Landeros-Weisenberger, A., Rosario, M. C., Pittenger, C., & Leckman, J. F. (2008). Meta-Analysis of the symptom structure of obsessive compulsive disorder. *American Journal of Psychiatry, 165*(12), 1532-1542. doi: 10.1176/appi.focus.130209.
- Burns, L., & Sternberger, L. (1990). Obsessions and compulsions: Psychometric properties of the Padua Inventory with an American college population. *Behaviour and Research Therapy, 28*(4), 341-345.
- Burns, L. G., Keortge, S. G., Formea, G. M., & Sternberger, L. G. (1996). Revision of the Padua Inventory of obsessive compulsive disorder symptoms: Distinctions between worry, obsessions, and compulsions. *Behaviour and Research Therapy, 34*(2), 163-173.
- Clark, D. A., Beck, A. T., Antony, M. M., Swinson, R.P., & Steer, R. A. (2005). Screening for obsessive and compulsive symptoms: Validation of the Clark-Beck Obsessive-Compulsive Inventory. *Psychological Assessment, 17*(2), 132-143. doi: 10.1037/1040-3590.17.2.132.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*(3), 309-319. doi: org/10.1037/1040-3590.7.3.309.
- Eisen, J. L., Mancebo, M. A., Pinto, A., Coles, M. E., Pagano, M. E., Stout, R., & Rasmussen, S. A. (2006). Impact of obsessive-compulsive disorder on quality of life. *Comprehensive Psychiatry, 47*(4), 270-275. doi: org/10.1016/j.comppsy.2005.11.006.
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., Hajcak, G., & Salkovskis, P. M. (2002). The Obsessive-Compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment, 14*(4), 485-496. doi: 10.1037//1040-3590.14.4.485.
- Fontenelle, L., & Hasler, G. (2008). The analytical epidemiology of obsessive-compulsive disorder risk factors and correlates. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry, 32*(1), 1-15. doi: 10.1016/j.pnpbp.2007.06.024.
- Galhardo, A., & Pinto-Gouveia, J. (2003). *Avaliação da perturbação obsessivo-compulsiva por instrumentos de auto-resposta: construção e validação do Inventário Obsessivo de Coimbra*. Dissertação de Mestrado (não publicada), Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Coimbra.
- Galhardo, A., & Pinto-Gouveia, J. (2008). Inventário Obsessivo de Coimbra: Avaliação de obsessões e compulsões. *Psychologica, 48*, 101-124.
- Gönner, S., Ecker, W., & Leonhart, R. (2010). The Padua Inventory: Do revisions need revision? *Assessment, 17*(1), 89-106. doi: 10.1177/1073191109342189.
- Gönner, S., Ecker, W., Leonhart, R., & Limbacher, K. (2010). Multidimensional assessment of OCD: Integration and revision of the Vancouver Obsessional Compulsive Inventory and the Symmetry Ordering and Arranging Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology, 66*(7), 739-757. doi: 10.1002/jclp.20690.
- Goodman, W.K., Price, L. H., Rasmussen, S. A., Mazure, C., Fleischmann, ..., Charney, D.S. (1989). The Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale: I. Development, use, and reliability. *Archives of General Psychiatry, 46*, 1006-1011.
- Goodarzi, M. A., & Firoorzabi, A. (2005). Reliability and validity of the Padua Inventory in an Iranian population. *Behaviour Research and Therapy, 43*, 43-54. doi: 10.1016/j.brat.2003.11.004.
- Gordts, S., Uzieblo, K., Neumann, C., den Bussche, E., & Rossi, G. (2017). Validity of the Self-Report Psychopathy Scales (SRP-III Full and Short Versions) in a Community Sample. *Assessment, 24*(3), 308-325. doi: org/10.1177/1073191115606205.
- Hodgson, R. J., & Rachman, S. (1977). Obsessional-compulsive complaints. *Behaviour Research and Therapy, 15*, 389-395.
- Ibáñez, I., Olmedo, E., Peñate, W., & González, M. (2002). Obsesiones y compulsiones: Estructura del Inventario de Padua. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud, 2*(2), 263- 288.
- Karno, M., Golding, J. M., Sorenson, S. B., & Burnam, M.A. (1988). The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in five US communities. *Archives of General Psychiatry, 45*, 1094-1099.
- Kyrios, M., Bhar, S., & Wade, D. (1996). The assessment of obsessive-compulsive phenomena: Psychometric and normative data on the Padua Inventory from an Australian non-clinical student sample. *Behaviour Research and Therapy, 34*(1), 85-95.
- Liu, J., Qin, M., Tan, J., Wang, C., Yi, C., & Zhong, J. (2011). Psychometric properties of the Padua Inventory in Chinese college sample. *Psychological Reports, 109*(3), 803-818. doi: 10.2466/02.03.09.15.PRO.109.6.803-818.
- Macdonald, A., & de Silva, P. (1999). The assessment of obsessionality using the Padua inventory: Its validity in a British non-clinical sample. *Personality and Individual Differences, 27*, 1027-1046.

-
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Funcionamentos teóricos, software e aplicações*. Pêro Pinheiro: ReportNumber, Lda.
- Marôco, J., & Garcia-Marques, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas? *Laboratório de Psicologia, 4*(1), 65–90.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill Inc.
- Pais-Ribeiro, J. L., Honrado, A., & Leal, I. (2004). Contribuição para o estudo da adaptação portuguesa das escalas de ansiedade, depressão e stress (EADS) de 21 itens de Lovibond e Lovibond. *Psicologia, Saúde e Doenças, 5*(2), 229-239. doi: org/10.1080/13548500500524088.
- Rosario-Campos, M. C., Miguel, E. C., Quatrano, S., Chacon, P., Ferrao, Y., Findley, D., ... & Leckman, J. F. (2006). The Dimensional Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale (DY-BOCS): An instrument for assessing obsessive-compulsive symptom dimensions. *Molecular Psychiatry, 11*, 495-504. doi:10.1038/sj.mp.4001798.
- Sanavio, E. (1988). Obsessions and compulsions: The Padua Inventory. *Behaviour Research and Therapy, 26*(2), 169-177.
- Van Ameringen, M., Patterson, B., & Simpson, W. (2014). DSM-5 obsessive-compulsive and related disorders: Clinical implications of new criteria. *Depression and Anxiety, 00*, 1-7. doi: 10.1002/da.22259.
- Van Oppen, P. (1992). Obsessions and compulsions: Dimensional structure, reliability, convergent and divergent validity of the Padua Inventory. *Behaviour Research and Therapy, 30*(6), 631-637.
- Van Oppen, P., Hoekstra, R. J., & Emmelkamp, P. M. G. (1995). The structure of obsessive-compulsive symptoms. *Behaviour Research and Therapy, 33*(1), 15-23.

Padua Inventory: Development and psychometric properties of a short version

Abstract

The Padua Inventory (PI) is a 60-item self-report instrument aimed at assessing obsessive-compulsive symptomatology. The PI is an extensive instrument and its original version has already been the subject of three reviews with satisfactory results. The current study aimed to develop a PI short version (PI-R), study its factorial structure and analyze its psychometric characteristics. In a first step and using the PI Portuguese version study sample (N = 604), items were removed based on psychometric criteria usually used for this purpose and on principal component analysis. A 22 items version of the PI-R was obtained, encompassing 5 subscales: 1- Doubt, 2- Magical thinking, 3- Dirt/Contamination/Washing, 4- Repeated checking and 5- Need for order/symmetry. A strong correlation between the PI-R and the PI was also found. In a second step, and using a sample of 338 subjects from the general population, the factorial analysis of the 5-factor model of the PI-R was confirmed, and one more item was excluded. Confirmatory factorial analysis of the 21-item version grouped into 5 factors demonstrated a good fit. Cronbach's alpha and composite reliability proved to be excellent. Test-retest reliability showed appropriate temporal stability. As for the convergent validity, the PI-R presented a strong correlation with the Coimbra Obsessive Inventory, also assessing obsessive-compulsive symptoms. Concerning divergent validity, the PI-R revealed moderate correlations with the Anxiety, Depression and Stress Scales. To sum, the PI-R showed to be a valid and reliable self-report measure for the assessment of obsessive-compulsive symptoms, having the advantage, when compared to its longer version, of being fast administered, being useful for research and clinical settings.

Keywords

Padua Inventory; short version; obsessive-compulsive symptoms; factor structure; psychometric properties.

Received: 13.12.2017

Revision received: 12.07.2018

Accepted: 28.09.2018