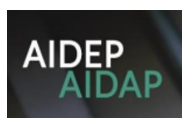


LIVRO DE ATAS

XI CONGRESSO IBEROAMERICANO DE AVALIAÇÃO PSICOLÓGICA

AVALIAÇÃO PSICOLÓGICA: MODELOS,
METODOLOGIAS E APLICAÇÕES

4 e 5 de maio de 2023 | Universidade do Algarve |
Campus de Gambelas | Faro, Portugal



FICHA TÉCNICA

LIVRO DE ATAS

XI Congresso Iberoamericano de Avaliação Psicológica | Avaliação Psicológica: Modelos, Metodologias e Aplicações

4 e 5 de maio de 2023 | Universidade do Algarve | *Campus* de Gambelas | Faro, Portugal

Coordenador(es):

Maria João Afonso, Rosa Novo e Saúl Neves de Jesus

Editor:

CinTurs – Research Centre for Tourism, Sustainability and Well-being

Universidade do Algarve

Campus das Gambelas, Faculdade de Economia, Edifício 9

8005-139, Faro

cinturs@ualg.pt

www.cinturs.pt

Design Gráfico e Paginação:

Mariana Guerreiro

Os textos publicados neste livro de atas são da inteira responsabilidade dos seus autores, sendo o pdf enviados por estes.

ISBN : 978-989-9127-43-2

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.34623/xgsb-p253>

NOTA INTRODUTÓRIA

O Livro de Atas do XI Congresso Iberoamericano de Diagnóstico e Avaliação Psicológica reúne um conjunto de textos que constituem uma amostra dos trabalhos apresentados no congresso, e que representam algumas das linhas de força atuais do domínio da avaliação psicológica, no espaço iberoamericano, nos planos teórico, metodológico e das aplicações. A submissão de textos para inclusão no Livro de Atas foi definida como facultativa, na organização do congresso, mas constituiu também a oportunidade de apresentação de textos para apreciação pela Comissão Científica, tendo em vista a seleção dos melhores artigos para sugestão, aos respetivos autores, de submissão à RIDEP – Revista Iberoamericana de Diagnóstico e Avaliação/ Evaluacion Psicológica. Um número Especial da RIDEP será, assim, dedicado exclusivamente a trabalhos apresentados no âmbito do XI Congresso Iberoamericano de Avaliação Psicológica.

Como área transversal de investigação e aplicação, assente em contributos provenientes de diversos domínios da ciência psicológica, bem como de outras ciências vizinhas, a Avaliação Psicológica constitui uma especialidade cuja identidade e valor importa preservar, pela sua especificidade no quadro da formação e da investigação fundamental e aplicada em Psicologia. Neste sentido, a AIDEP, ao longo dos quase 30 anos da sua existência, tem orientado a sua missão no sentido de promover a investigação científica, a partilha e a divulgação de conhecimento e de experiência, não apenas através da sua revista oficial – RIDEP - *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica* – como por meio da realização regular de congressos internacionais, como o que contextualiza os trabalhos incluídos neste Livro de Atas. Estes foram apresentados no congresso em formatos diversos: Simpósios, Sessões de Comunicações Livres e Sessões de Posters.

Como elo de união entre os artigos, as línguas oficiais dos países membros, o português e o espanhol, línguas em que se encontram redigidos os textos de Atas. Estes trabalhos circunscrevem, também, deste modo, alguns dos contornos culturais e sociais que é possível conhecer e explorar, através da leitura dos trabalhos aqui reunidos, no sentido da promoção de um conhecimento e de um desenvolvimento mais sólido, harmonioso e partilhado do domínio da Avaliação Psicológica no espaço iberoamericano. Estes trabalhos representam projetos de investigação desenvolvidos em alguns dos países da Europa e da América do Sul que participaram no congresso, nomeadamente, Portugal, Espanha, Brasil, México e Uruguai.

O Livro de Atas estrutura-se em função das Áreas Temáticas que serviram de base à organização do congresso e, dentro de cada área temática, por ordem alfabética do apelido do primeiro autor. Assim, o livro contém trabalhos integrados nos seguintes domínios ou Áreas Temáticas: 1. Contexto Clínico e da Saúde (9 artigos); 2. Contexto Forense (1 artigo); 3. Contexto Organizacional (1 artigo); 4. Contexto Educacional (10 artigos); 5. Contexto Familiar (1 artigo); 7. Avaliação da Personalidade e Psicopatologia (6 artigos); 9. Avaliação Neuropsicológica (1 artigo). Quer a forma, quer o conteúdo dos artigos reunidos neste Livro de Atas são da inteira responsabilidade dos respetivos autores.

Um agradecimento é devido, em primeiro lugar, a todos os autores que enviaram os seus textos para publicação no Livro de Atas e manifestaram, desse modo, também, o interesse pela oportunidade de partilhar o seu trabalho para lá das sessões que compuseram o congresso. Neste âmbito, todos os textos de Atas foram sujeitos a avaliação de pares, tendo em vista a seleção dos melhores trabalhos, tendo em vista a eventual publicação de um texto mais extenso e completo na RIDEP. Como tal, um agradecimento muito especial é devido aos Revisores, que adiante são listados, especialistas que se dedicaram de forma pronta e empenhada à tarefa de contribuir para a apreciação e avaliação dos textos submetidos à publicação como Atas. À Comissão Organizadora, por fim,

um agradecimento reconhecido pela implementação da exigente tarefa de reunir e organizar os textos, construindo um documento que constituirá um quadro de referência estruturador, não apenas no âmbito dos trabalhos apresentados no congresso, mas também como documento atualizado de consulta, para investigadores, profissionais e estudantes, na área da Avaliação Psicológica.

Maria João Afonso
(Presidente da Comissão Científica)

LISTA DOS REVISORES

Barbara Gonzalez (Universidade Lusófona, Portugal)

Isabel Janeiro (Universidade de Lisboa, Portugal)

Jesús Maria Alvarado (Universidad Complutense de Madrid, Espanha)

João Moreira (Universidade de Lisboa, Portugal)

Margarida Pocinho (Universidade da Madeira, Portugal)

Maria João Afonso (Universidade de Lisboa, Portugal)

Pablo Ezequiel Flores-Kanter (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas - CONICET, Argentina)

Ricardo Barroso (Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Portugal)

Rosa Ferreira Novo (Universidade de Lisboa, Portugal)

Rui Bártolo Ribeiro (ISPA – Instituto Universitário, Portugal)

Rui Campos (Universidade de Évora, Portugal)

Rute Pires (Universidade de Lisboa, Portugal)

Salomé Vieira Santos (Universidade de Lisboa, Portugal)

Sandra Fernandes (Universidade de Lisboa, Portugal)

Sonia Regina Pasian (Universidade de S. Paulo, Brasil)

Victor Ortuño (Universidad de la Republica – Montevideo, Uruguai)

Zuleyma Santalla (Universidad de Especialidades Espiritu Santo, Equador)

ÍNDICE

AVALIAÇÃO EM CONTEXTO CLÍNICO E DA SAÚDE	9
O Inventário de Ideação Suicida Positiva e Negativa: Estudos de validação para a população portuguesa.....	10
Estructura factorial del Cuestionario de Fortalezas y Debilidades (SDQ): una revisión sistemática a 25 años de su publicación.....	15
Adaptación de la Escala de Autoeficacia General a estudiantes universitarios uruguayos.	21
Avaliação da criança e sua família durante a pandemia da COVID-19: aspectos do desenvolvimento infantil, da saúde mental e da parentalidade de pais de crianças brasileiras na primeira infância.....	26
Análise Fatorial Confirmatória da Escala de Satisfação Holística com a Vida .	31
Validação portuguesa da versão reduzida da escala IAT (<i>Internet Addiction Test</i>) - versão pais e professores.....	36
Validação portuguesa do IGDT-10 (Internet Gaming Disorder Test) em jovens	40
Desenvolvimento da Versão Curta de 18 itens do Questionário de Regulação Emocional Cognitiva (CERQ-18 Versão Curta).....	44
Variables Predictoras de la Ansiedad Situacional en una Muestra de Pacientes con Trastornos de la Conducta Alimentaria.....	50
AVALIAÇÃO EM CONTEXTO FORENSE	55
Questionário de Crenças nas Relações Interpessoais dos Jovens Adultos: Estudo Preliminar de Construção a Validação	56
AVALIAÇÃO EM CONTEXTO ORGANIZACIONAL	62
Adaptação do Inventário de Felicidade no Trabalho para a população portuguesa.....	63
AVALIAÇÃO EM CONTEXTO EDUCACIONAL	68
Validação da Escala de <i>Mobbing</i> Docente: Análise Fatorial Exploratória e Confirmatória.....	69
Investigação e análise quantitativa e qualitativa sobre motivos de abandono do ensino superior durante a pandemia de Covid-19	74
Estudo Exploratório da Escala de Metodologias de Ensino	79
Percepções de inclusão em estudantes imigrantes no ensino superior	84
Atitudes e intenções inclusivas dos docentes: Papel da formação em inclusão e do bem-estar	88

Inclusão em estudantes do ensino superior: Propriedades metrológicas de uma medida.....	94
Ensaio para a Implementação do Rastreo Universal das Dificuldades na Aprendizagem.....	100
Estereótipos, Ambiente Escolar E Carreira No Bem-Estar Dos Alunos Do Ensino Profissional.....	105
Validação da Escala de Bem-estar Experiencial (BEE): Análise Fatorial Confirmatória	109
Estudo com a Escala Multidimensional de Autoeficácia Percebida (EMAP) em jovens infratores institucionalizados. Implicações para a reabilitação	114
AVALIAÇÃO EM CONTEXTO FAMILIAR	119
Emotion Regulation Questionnaire (ERQ): Evidências de validade da medida numa amostra de pais portugueses	120
AVALIAÇÃO DA PERSONALIDADE E PSICOPATOLOGIA	125
Análise da Equivalência entre as versões Norte-Americana e Portuguesa do MMPI-2-RF: Estudo com uma Amostra Bilingue ao Nível das Escalas e dos Itens.....	126
O MMPI-2 na Avaliação da Personalidade de pais envolvidos em processos judiciais no âmbito da parentalidade	131
As dimensões de Masculinidade e Feminidade na avaliação da personalidade e da psicopatologia: um estudo a partir do MMPI-2	136
Medición de la Ansiedad de Futuro: Estructura factorial y características psicométricas de la Dark Future Scale en Uruguay.....	141
Análisis de redes del Cuestionario Básico de Depresión en población general	146
Evaluación de la vulnerabilidad a la depresión y la preocupación por la imagen corporal en una muestra de población general: el papel del sexo y la edad.....	150
AVALIAÇÃO NEUROPSICOLÓGICA	155
La flexibilidad cognitiva en una muestra de niños y adolescentes con discapacidad intelectual	156
CONTACTOS E AFILIAÇÕES	161

AVALIAÇÃO EM CONTEXTO CLÍNICO E DA SAÚDE

O Inventário de Ideação Suicida Positiva e Negativa: Estudos de validação para a população portuguesa

Rui C. Campos
Universidade de Évora (rcampos@uevora.pt)

Resumo

Introdução: O *Positive and Negative Suicide Ideation Inventory* (PANSI; Osman, et al., 1998) é uma medida de auto-avaliação composta por 14 itens sob a forma de questão, que são respondidos numa escala de *Likert* de 5 pontos, variando de “1 – Nunca” (nunca) a “5 – A maior parte do tempo”. Permite obter resultados para duas escalas: *Ideação negativa*, que avalia cognições sobre a morte e sobre por termo à vida (ideação suicida propriamente dita); *Ideação positiva*, que avalia uma forma de ideação protectora face a comportamentos suicidários mais graves (estratégias de *coping* adaptativo, optimismo e confiança em si mesmo). Os indivíduos são convidados a responder relativamente às duas semanas anteriores à avaliação. As duas escalas foram construídas empiricamente. **Objectivos:** O objectivo deste trabalho foi validar o PANSI para a população portuguesa. **Método:** Para validar uma forma portuguesa utilizaram-se três amostras, duas amostras de indivíduos da comunidade, com 288 e 232 participantes, respectivamente, e uma amostra de estudantes universitários, com 334 participantes. Previamente, a forma original americana foi traduzida para português, tendo participado no processo, cinco psicólogos clínicos. Foi também realizada uma retroversão por uma tradutora bilingue. **Resultados:** A análise factorial em eixos principais efectuada com os resultados da amostra de 288 participantes da comunidade revelou a existência de dois factores, tendo o modelo de dois factores, testado através de análise factorial confirmatória com a amostra de estudantes universitários, mostrado um ajustamento aceitável aos dados. A consistência interna testada através do índice Ómega de McDonald foi igualmente confirmada. As duas escalas revelaram ainda correlações, com um sentido e uma magnitude esperadas, com mediadas de ideação suicida, risco suicidário e bem-estar psicológico e diferenciaram indivíduos que tentaram previamente o suicídio, daqueles que não o fizeram. **Discussão/conclusão:** Os resultados sustentam globalmente a validade da forma portuguesa do PANSI.

Palavras-chave: Inventário de Ideação Suicida Positiva e Negativa; Ideação suicida; Estudos de validação; Risco suicidário

Enquadramento e objectivos

O *Inventário de Ideação Suicida Negativa e Positiva* (PANSI) foi construído por Osman et al. (1998) e é uma medida de auto-avaliação composta por 14 itens, sob a forma de questão, que são respondidos numa escala de *Likert* de 5 pontos, variando de “1 – Nunca” (nunca) a “5 - A maior parte do tempo”. Este inventário permite obter resultados para duas escalas: *Ideação negativa*, que avalia cognições sobre a morte e sobre por termo à vida e que funciona como um factor de risco para comportamentos suicidários mais graves; *Ideação positiva*, uma forma de ideação relacionada com estratégias de *coping* adaptativo, optimismo e confiança em si mesmo e que funciona como um factor protector face a comportamentos suicidários mais graves. Os indivíduos são convidados a responder relativamente às duas semanas anteriores à avaliação. A escala de ideação positiva é constituída por 6 itens e a escala de ideação negativa, por 8 itens. A pontuação total em cada uma das escalas obtém-se através da soma das pontuações dos respectivos itens, variando, assim, entre 6 e 30 na escala de ideação positiva e entre 8 e 40 na escala de ideação negativa.

Os autores pretendiam desenvolver uma medida breve que permitisse avaliar a ideação suicida e, ao mesmo tempo, uma ideação positiva, isto é protectora. O

pressuposto clínico que assumiram foi de que muitos pensamentos negativos associados a poucos pensamentos positivos poderiam constituir maior risco. Após a escrita dos itens, realizaram dois estudos: o primeiro, com uma amostra de 450 estudantes universitários, no qual foi efectuada uma factorial exploratória e testada a consistência interna das duas escalas; o segundo, com uma amostra de 286 estudantes universitários, efectuada para confirmar a estrutura factorial e para testar a validade das duas escalas. A análise em eixos principais com rotação *varimax* sugeriu claramente a existência de dois factores, que explicaram 51.8% da variância total. Os alfas de *Cronbach* foram respectivamente para a escala de ideação negativa e de ideação positiva, de .91 e de .80. Não se registaram diferenças de género em nenhuma das duas escalas. Apresentaram uma correlação significativa de -.41. Na segunda amostra, os alfas de *Cronbach* foram de .93 e .82, respectivamente, para a escala de ideação negativa e de ideação positiva. A AFC confirmou a estrutura de dois factores. As escalas correlacionaram-se da forma esperada com duas medidas de risco: O *Suicide Behaviors Questionnaire Revised* e a *Suicide Probability Scale*.

Estudos com outras amostras mostraram também adequadas características psicométricas do PANSI. Por exemplo, Sinniah et al. (2015) com uma amostra de pacientes em ambulatório, confirmaram a estrutura factorial de dois factores, verificaram uma adequada consistência interna das duas escalas e correlações com um sentido e magnitude esperadas com outras medidas, de risco e de factores protectores: o *Reasons for Living Inventory*, o *Depression Anxiety Stress Scale-21*, a *Beck Hopelessness Scale*, a *Satisfaction with Life Scale*, a *Rosenberg Self Esteem Scale* e a *Adult Trait Hope Scale*. Muehlenkamp et al. (2005), com uma amostra extensa de jovens adultos de diversas proveniências étnicas, confirmaram a estrutura factorial de dois factores e verificaram uma adequada consistência interna das duas escalas, bem como correlações com um sentido e magnitude esperadas com outras medidas, de risco e de factores protectores: o *Self-Harm Behavior Questionnaire*, o *Reasons for Living Inventory for Young Adults*, a *Positive and Negative Affect Schedule Scale*, a *Beck Hopelessness Scale*, e o *Suicidal Behaviors Questionnaire- Revised*.

O objectivo deste trabalho é apresentar dados de validação de uma forma portuguesa do PANSI, estudando a estrutura factorial, a consistência interna e a sua validade. Para estudar a validade, comparam-se indivíduos que tentaram previamente o suicídio com indivíduos que não o fizeram e correlacionaram-se as duas escalas com uma medida de bem-estar, com uma medida de ideação suicida e com uma medida de risco suicidário. Espera-se obter uma estrutura factorial de dois factores, ideação negativa e ideação positiva, com elevada consistência interna avaliada pelo índice Ómega de McDonald e negativa e significativamente correlacionadas. Espera-se ainda que indivíduos que tentaram o previamente suicídio pontuem significativamente mais alto na escala de ideação negativa e significativamente mais baixo na escala de ideação positiva. Finalmente, espera-se que a escala de ideação negativa se correlacione positiva e significativamente com uma escala de ideação suicida e com uma escala de risco suicidário e, negativa e significativamente, com uma escala de bem-estar psicológico e, espera-se igualmente que, a escala de ideação positiva se correlacione negativa e significativamente com as escalas de ideação suicida e risco suicidário e, positiva e significativamente, com a escala de bem-estar psicológico.

Metodologia

Amostras

Participaram três amostras, duas amostras de indivíduos da comunidade e uma amostra de estudantes universitários. A amostra 1 é composta por 288 indivíduos da comunidade (69.1% de mulheres). A idade média é de 35.21 (*DP* = 13.31) e o número médio de anos de escolaridade é de 13.93 (*DP* = 2.85). A amostra 2 é composta por

334 estudantes universitários (79.9% de mulheres). A idade média é de 20.25 ($DP = 1.99$). A amostra 3 é composta por 232 indivíduos da comunidade (63.8% de mulheres). A idade média é de 34.98 ($DP = 11.80$) e o número médio de anos de escolaridade é de 11.10 ($DP = 2.91$).

Medidas

Positive and Negative Suicide Ideation Scale No processo de tradução do inventário participaram cinco psicólogos clínicos, incluindo o autor deste trabalho. Foi também realizada uma retroversão por uma tradutora bilingue.

Escala de Medida de Manifestação de Bem-estar Psicológico (EMMBEP; Massé et al., 1998). É um instrumento de auto-avaliação para avaliar o bem-estar psicológico, constituído por 25 itens, distribuídos por seis escalas: auto-estima, equilíbrio, envolvimento social, sociabilidade, controlo de si e dos acontecimentos e felicidade. Permite igualmente obter um *score* global relativo ao bem-estar. Os itens são respondidos numa escala de *Likert* de 5 pontos, variando entre 1 (*Nunca*) e 5 (*Quase sempre*). Foi utilizada uma versão portuguesa desenvolvida por Monteiro et al. (2012).

Suicide Ideation Scale (SIS, Rudd, 1989). A SIS é um instrumento de auto-avaliação constituído por 10 itens, que avalia a frequência da ideação suicida ao longo da semana anterior à avaliação. Os itens são respondidos usando uma escala tipo *Likert* de cinco níveis, que varia entre 1 (*Nunca*) e 5 (*Sempre*). Diferentemente da versão original, a versão portuguesa desenvolvida por Campos et al. (2019), e utilizada neste estudo, questiona sobre as duas semanas anteriores à avaliação.

Questionário de Comportamentos Suicidários – Revisto (QCS-R; Osman et al. (2001). Consiste num breve questionário de auto-avaliação, construído com o intuito de avaliar o risco suicidário, e que é constituído por quatro itens com diferentes escalas de resposta, que avaliam; a presença de ideação/tentativa de suicídio (item 1); a ideação no ano anterior (item 2); a intenção suicida (item 3); a probabilidade futura de vir a tentar o suicídio (item 4). Permite obter um resultado total relativo ao risco, que varia entre 3 e 18 pontos (Osman et al., 2001). Utilizou-se a versão portuguesa de Campos e Holden (2019). Para além de se ter utilizado o *score* global como medida de risco, considerou-se as respostas ao item 1 para identificar indivíduos que já tentaram o suicídio.

Procedimentos

Os dados foram recolhidos *online* através da plataforma *LimeSurvey*. Após o acesso dos participantes à plataforma, era apresentado na primeira página um termo de consentimento informado com a descrição das condições de participação. Se os indivíduos aceitassem colaborar, deveriam carregar em “*seguinte*”, sendo a seguir apresentada uma ficha de dados sócio-demográficos e, posteriormente, em cada página, e de forma continuada, alguns questionários no âmbito de projectos mais vastos relativos ao estudo dos comportamentos suicidários. Os critérios de inclusão para os participantes das amostras 1 e 3 foram: ter idades compreendidas entre os 18 e os 65 anos, ter o português como língua materna e pelo menos 6 anos de escolaridade. Para a amostra 2 consideraram-se os seguintes critérios de inclusão: serem indivíduos adultos entre os 18 e os 25 anos; serem o português como língua materna; serem alunos de uma licenciatura ou mestrado da Universidade de Évora.

Resultados

Estatística descritiva

Os valores médios para a escala de ideação negativa foram respectivamente para as amostras 1, 2 e 3 de 10.61 ($DP = 5.88$), 11.55 ($DP = 6.71$) e 9.11 ($DP = 3.32$). Para a escala de ideação positiva foram, respectivamente, para as amostras 1, 2 e 3 de 22.89 ($DP = 4.80$), 20.98 ($DP = 5.44$) e 22.50 ($DP = 5.95$).

Análise factorial

A Análise Factorial em Eixos Principiais realizada com a amostra 1 revelou a existência de dois factores, ideação negativa e ideação positiva, com valores próprios de 7.94 e 2.42, respectivamente. O terceiro factor aposentou já um valor próprio de 0.630. Estes dois factores explicam, respectivamente, 56.68% e 17.30% da variância, num total de 73.98%. No quadro 1 constam as saturações dos 14 itens nos dois factores após rotação *varimax*.

Quadro 1. Resultados da Análise Factorial Exploratória

Itens	Factor 1	Factor 2
1- Considerou seriamente matar-se porque não conseguia viver de acordo com as expectativas que as outras pessoas tinham para si?	.696	-.112
2- Sentiu que tinha controlo sob a maioria das situações na sua vida?	-.293	.651
3- Sentiu-se desesperançado(a) no futuro e perguntou se deveria matar-se?	.863	-.244
4- Sentiu-se tão infeliz com o seu relacionamento com alguém que desejou estar morto(a)?	.712	-.224
5- Pensou em matar-se porque não conseguiu realizar uma coisa importante na sua vida?	.819	-.233
6- Sentiu-se esperançado(a) no futuro porque as coisas estavam a correr bem para si?	-.134	.782
7- Pensou em matar-se porque não conseguia encontrar uma solução para um problema pessoal?	.848	-.271
8- Sentiu-se entusiasmado(a) porque as coisas estavam a correr bem na escola ou no trabalho?	-.118	.775
9- Pensou em matar-se porque se sentiu um(a) falhado(a) na vida?	.874	-.300
10- Pensou que os seus problemas eram tão esmagadores que o suicídio era a única opção para si?	.925	-.217
11- Sentiu-se tão sozinho(a) ou infeliz que quis matar-se para acabar com a sua dor?	.908	-.258
12- Sentiu-se confiante na sua capacidade para lidar com a maioria dos problemas na sua vida?	-.212	.728
13- Sentiu que a vida valia a pena ser vivida?	-.420	.682
14- Sentiu-se confiante nos seus planos para o futuro?	-.213	.849

Com a amostra 2, o modelo testado em Análise Factorial Confirmatória, utilizando o software AMOS (versão 24), apresentou índices de ajustamento aceitáveis: $\chi^2_{(76)} = 335.39$, $\chi^2/df = 4.41$, RMSEA = 0.101 [IC 90%, 0.090 -- 0.112], CFI = 0.941, TLI = 0.929; SRMR = 0.0696.

Consistência interna

O valor de Ómega de McDonald na Amostra 1 para a escala de ideação negativa foi de .96 e, para a escala de ideação positiva, foi de .90. Na amostra 2 valores foram, respectivamente, de .96 e de .91 e, na amostra 3, respectivamente, de .94 e .92.

Validade

As correlações entre a escala de ideação negativa e de ideação suicida positiva foram, na amostra 1, de $r = -.50$ ($p < .001$), na amostra 2, de $r = -.57$ ($p < .001$) e, na amostra 3, de $r = -.35$ ($p < .001$).

Na amostra 1, a escala de ideação negativa correlacionou-se negativa e significativamente com a escala de bem-estar ($r = -.41$, $p < .001$) e, a escala de ideação positiva, correlacionou-se positiva e significativamente com a escala de bem-estar ($r = .80$, $p < .001$).

Na amostra 2, verificou-se que os indivíduos que tentaram previamente o suicídio ($n = 27$, $M = 20.96$, $DP = 11.48$) pontuaram significativamente mais alto na escala de ideação negativa do que os indivíduos que não tentaram previamente o suicídio ($n = 307$, $M = 10.72$, $DP = 5.41$; $t_{(332)} = 4.59$, $p < .001$, d de Cohen = 1.14). Verificou-se igualmente que os indivíduos que tentaram o suicídio ($M = 16.59$, $DP = 6.15$) pontuaram significativamente mais baixo na escala de ideação positiva do que os indivíduos que não o fizeram ($M = 21.36$, $DP = 5.21$; $t_{(332)} = 3.91$, $p < .001$, d de Cohen = 0.84).

Na amostra 3, a escala de ideação negativa correlacionou-se positiva e significativamente com a escala de ideação suicida (SIS) ($r = .72$, $p < .001$) e a escala de ideação positiva correlacionou-se negativa e significativamente com a SIS ($r = -.37$, $p < .001$). A escala de ideação negativa correlacionou-se positiva e significativamente com a escala de risco (QCS-R) ($r = .57$, $p < .001$) e a escala de ideação positiva correlacionou-se negativa e significativamente com o QCS-R ($r = -.30$, $p < .001$).

Conclusão e limitações

Os resultados apoiam genericamente a precisão e a validade da forma portuguesa do PANSI. A estrutura factorial, a consistência interna, a comparação entre indivíduos que tentaram previamente o suicídio com indivíduos que não o fizeram, e ainda, as correlações obtidas com outras medidas de risco e de bem-estar, foram de acordo com o esperado. Destacam-se duas limitações importantes deste estudo: não termos testado a precisão teste-reteste e não termos utilizado uma amostra clínica, nomeadamente de indivíduos com comportamentos de risco, para obter dados adicionais da validade, por exemplo, comparando as médias das escalas nessa amostra, com as médias obtidas pelas amostras que participaram neste estudo.

Referências

- Campos, R. C., & Holden R. R. (2019). Portuguese version of the Suicidal Behaviors Questionnaire-Revised. Validation data and the establishment of a cut-score for screening purposes. *European Journal of Psychological Assessment*, 35, 190-195.
- Campos, R. C., Holden, R. R., & Lambert, C. (2019). Avoidance of psychological pain and suicidal ideation in community samples: Replication across two countries and two languages. *Journal of Clinical Psychology*, 75, 2160-2168.
- Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S., & Battaglini, A. (1998). Élaboration et validation d'un outil de mesure du bien-être psychologique: L'É.M.M.B.E.P. *Revue Canadienne de Santé Publique*, 89, 352-357.
- Muehlenkamp, J. J., Gutierrez, P. M., Osman, A., & Barrios, F. X. (2005). Validation of the Positive and Negative Suicide Ideation (PANSI) Inventory in a diverse sample of young adults. *Journal of Clinical Psychology*, 61, 431-445.
- Monteiro, S., Tavares, J., & Pereira, A. (2012). Adaptação portuguesa da Escala de Medida de Manifestação de Bem-estar Psicológico com estudantes universitários – EMMBEP. *Psicologia, Saúde e Doenças*, 13, 61-77.
- Osman, A., Bagge, C. L., Gutierrez, P. M., Konick, L. C., Kopper, B. A., & Barrios, F. X. (2001). The Suicidal Behaviors Questionnaire-Revised (SBQ-R): Validation with clinical and nonclinical samples. *Assessment*, 8, 443-454.
- Osman, A., Gutierrez, P. M., Kopper, B. A., Barrios, F. X., & Chiros, C. E. (1998). The Positive and Negative Suicide Ideation Inventory: Development and validation. *Psychological Reports*, 82, 783-793.
- Rudd, M. D. (1989). The prevalence of suicidal ideation among college students. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 19, 173-183.
- Sinniah, A. Oei, T. P., Chinna, K., Shah, S. A., Maniam, T., & Subramaniam, P. (2015). Psychometric properties and validation of the Positive and Negative Suicide Ideation (PANSI) Inventory in an outpatient clinical population in Malaysia. *Frontiers in Psychology*, 6, Article 1934.

Estructura factorial del Cuestionario de Fortalezas y Debilidades (SDQ): una revisión sistemática a 25 años de su publicación

César Daniel Costa-Ball. Universidad Católica del Uruguay. ccosta@ucu.edu.uy
Cecilia Cracco. Universidad Católica del Uruguay. ccracco@ucu.edu.uy
Ariel Cuadro. Universidad Católica del Uruguay. acuadro@ucu.edu.uy

Introducción: El Cuestionario de Fortalezas y Dificultades (SDQ) es uno de los instrumentos más utilizados tanto en la clínica como en investigación para la detección de las dificultades de salud mental de niños y adolescentes. A 25 años de su primera publicación, sólo un número acotado de estudios psicométricos confirman las estructuras originales de cinco y tres factores. Con el fin de completar y actualizar el reporte de revisiones anteriores sobre la estructura factorial del SDQ se realizó una búsqueda de artículos publicados desde el año 2012 hasta abril 2023. **Método:** A partir de una revisión sistemática se incluyeron los artículos que cumplen con las condiciones de realizar un análisis factorial confirmatorio (AFC), con índices de ajuste recomendados, de la versión completada por padres de niños entre 4 y 17 años de población general. **Resultados:** Se identificaron 25 artículos con 28 AFC para la estructura de 5 factores y 5 para la estructura de 3 factores. Quince (de 28) AFC lograron ajuste al modelo de 5 factores, y solamente uno de los cinco AFC ajustó a la estructura de 3 factores. **Conclusiones:** Los resultados de este estudio muestran la pertinencia de continuar investigando la estructura interna del SDQ y analizar con mayor profundidad el comportamiento de algunos de sus ítems, lo que ha sido mencionado como una posible fuente de problemas para los análisis psicométricos. **Palabras clave:** SDQ; revisión sistemática; estructura factorial; sintomatología; screening

El SDQ (Goodman, 1997) es uno de los instrumentos de screening de salud mental de niños y adolescentes más utilizados a nivel mundial (Bryant et al., 2020). Algunas de sus ventajas son que incluye tanto aspectos negativos como positivos del ajuste psicológico, que se trata de un instrumento breve, de sencilla administración, y que cuenta generalmente con la aceptación por parte de los padres (Garrido et al., 2018). Está disponible de forma gratuita en más de 80 idiomas y ha sido administrado en una amplia diversidad de contextos culturales (Harry et al., 2019).

EL SDQ se compone de 25 ítems agrupados en cinco subescalas: una escala evalúa fortalezas (comportamiento prosocial) y cuatro escalas evalúan dificultades de salud mental (problemas de conducta, hiperactividad, síntomas emocionales, problemas interpersonales con pares). Las escalas de problemas de conducta e hiperactividad son indicadores de sintomatología de tipo externalizante y las escalas de síntomas emocionales y problemas interpersonales con pares componen un indicador de sintomatología internalizante (Goodman, 1997, 1999; Goodman et al., 2010).

A 25 años de su creación, la estructura factorial del SDQ continúa siendo discutida (Kulawiak et al., 2020; McAloney-Kocaman & McPherson, 2017). A la fecha, se han publicado dos estudios de revisión sobre las propiedades psicométricas de la versión para padres de niños de 4 a 17 años del SDQ que reportan información sobre análisis de la estructura interna del instrumento con muestras de población general (Saur & Loureiro, 2012; Stone et al., 2010). Sin embargo, no todos los trabajos incluidos en esas revisiones reportaron los índices de bondad de ajuste recomendados para la realización de análisis factoriales (Ferrando et al., 2022; Lloret-Segura et al., 2014).

El objetivo de esta revisión es actualizar y sintetizar los antecedentes sobre la estructura factorial del SDQ en la versión para padres de niños y adolescentes entre 4 y 17 años de población general, a partir del año 2012.

Método

Se realizó una revisión sistemática siguiendo los criterios de búsqueda que se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1

Criterios de búsqueda documental

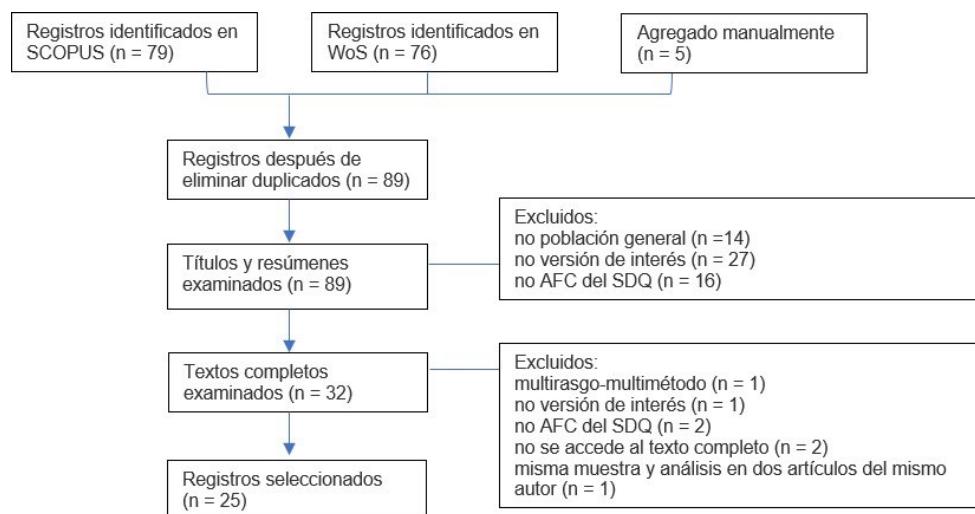
Bases de datos	Web of Science, SCOPUS
Descriptores	<i>strengths and difficulties questionnaire</i> (en título) AND <i>psychometric properties</i> (en título) OR <i>factor analysis</i> (en título) OR <i>validity</i> (en título) OR <i>factor structure</i> (en título)
Idiomas	inglés, español o portugués
Años	2012 – 2023
Otros criterios	Publicaciones arbitradas disponibles a texto completo

Para la selección de los artículos se fijaron los siguientes criterios de inclusión:

- estudios que incluyan análisis factorial confirmatorio de las estructuras de tres o cinco factores
- con los índices de ajuste Chi-cuadrado con sus grados de libertad y el valor de probabilidad asociados, RMSEA, TLI o CFI (Hooper et al., 2008, Hu & Bentler, 1999).
- de la versión para padres de niños y adolescentes entre 4 y 17 años del SDQ
- en muestras de población general

La Figura 1 detalla el proceso de identificación, depuración y selección de artículos.

Figura 1. Proceso para la selección de artículos



Resultados

La Tabla 2 presenta las características principales y los resultados de los 25 artículos seleccionados. Considerando que todas las muestras presentan un tamaño mayor a 250 y que el cuestionario posee 25 ítems, los valores de ajuste recomendados son: CFI y TLI > .92, RMSEA < .07 (Hair et al., 2019) y $\chi^2/gl < 3$ (Schreiber et al., 2006).

Del total 28 AFC para el modelo de cinco factores realizados con distintas muestras, poco más de la mitad (15) no presentaron índices de ajuste satisfactorios, lo que también ocurrió en 4 de los 5 AFC realizados para la estructura de tres factores.

Tabla 2.**Características de los estudios y resultados de AFC**

Autores	País	Edad	N	Software	Chi cuadrado	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA
Índices ajuste modelo 5 factores									
Aitken et al (2015)	Canadá	6-9	501	Mplus ^a	$\chi^2(265) = 376$ ***	1.42	.95	.95	.035
Björnsdotter et al. (2013)	Suecia	10-13	2800	LISREL	$\chi^2(265) = 413$ **	1.56	.96		.035
Bridger et al. (2023)	Reino Unido	11	11519	Mplus ^a	$\chi^2(265) = 2227$ ***	8.40	.92	.91	.036
Bull et al. (2016)	Singapur	3-16	441	Mplus ^b	$\chi^2(265) = 896$ ***	3.38	.80		.076
Coulthard & Sudom (2023)	Canadá	3-16	328	STATA	-	-	.84	.82	.065
Costa et al. (2020)	Portugal	6-18	1100	AMOS	$\chi^2(263) = 1125$ **	4.27	.860	.830	.055
Croft et al. (2015)	Reino Unido	3-7	42417	Mplus ^a	$\chi^2(2520) = 28332$ *	14.20	.905		.025
Español-Martín et al. (2021)	España	5-17	6354	R	$\chi^2(265) = 6900$ ***	26.03	.95	.94	.063
Gómez-Beneyto et al. (2013)	España	4-15	6773	LISREL	$\chi^2(265) = 2693$ ***	10.16	.96	.96	.057
He et al. (2013)	US	3-18	6483	Mplus ^a	$\chi^2(265) = 413$ **	1.55	.932	.923	.026
Hoffmann et al. (2020)	Canadá	6-17	6960	Mplus ^a	$\chi^2(265) = 4523$ **	17.06	.923	.913	.048
Idris et al. (2019)	Malasia	13-14	495	AMOS	$\chi^2(265) = 648$ ***	2.44	.915	.904	.055
Kai Yee et al. (2022)	Malasia	9-11	315	AMOS	-	1.73	.780	.760	.07
McAloney-Kocaman & McPherson (2017)	Escocia	4	2500	LISREL	$\chi^2(265) = 1558$ ***	5.87	.900	.900	.052
McCrory & Layte (2012)	Irlanda	9	8568	Mplus ^a	$\chi^2(179) = 4403$ ***	16.63	.853	.916	.068
Mieloo et al. (2012)	Alemania	5-6	4725	Mplus ^a	$\chi^2(260) = 2249$ ***	8.65	.880	.92	.050
Moriwaki & Kamio (2014)	Japón	7-14	24519	AMOS	$\chi^2(2589) = 36769$ *	14.20	.830		.060
		5-7	27611	Mplus ^b	$\chi^2(260) = 7159$ ***	27.53	.893	.877	.031
		5-7	28920	Mplus ^b	$\chi^2(260) = 8790$ ***	33.80	.906	.892	.034
Niclasen et al. (2013)	Dinamarca	10-12	3237	Mplus ^b	$\chi^2(260) = 1253$ ***	4.82	.934	.924	.034
		10-12	3322	Mplus ^b	$\chi^2(260) = 1501$ ***	5.77	.938	.928	.038
Ortuño-Sierra et al. (2018)	España	4-14	3828	Mplus ^a	$\chi^2(265) = 3541$ **	13.36	.850	.830	.060
Rogge et al (2008)	Alemania	3-6	1135	Mplus ^a	$\chi^2(132) = 710$ **		.890	.928	.054
Shibata et al. (2015)	Japón	6-12	1487	AMOS	$\chi^2(265) = 1708$ ***	6.44	.816	-	.081
Stokes et al. (2014)	Malasia	6-17	852		$\chi^2(257) = 916$ **	3.56	.540		.055
Stone et al. (2015)	Alemania	4-7	1513	Mplus ^a	$\chi^2(265) = 1314$ ***		.885	-	.051
Tobia & Marzocchi (2018).	Italia	6-14	1917	Mplus ^a	$\chi^2(265) = 1314$ ***	.920	.909	-	.048
Vugteveen et al. (2020)	Alemania	12-17	962	Mplus ^a	$\chi^2(265) = 772$ **	2.91	.896	.883	.046
Índices ajuste modelo 3 factores									
Costa et al. (2020)	Portugal	6-18	1100	AMOS	$\chi^2(265) = 1178$ **	4.44	.842	.831	.056
Croft et al. (2015)	Reino Unido	3-7	42.417	Mplus ^a	$\chi^2(2589) = 36769$ *	14.20	.874	-	.028
Español-Martín et al. (2021)	España	5-17	6.354	R	$\chi^2(272) = 10431$ **	38.34	.92	.92	.077
Hoffmann et al. (2020)	Canadá	6-17	6960	Mplus ^a	$\chi^2(272) = 6718$ ***	24.69	.883	.871	.058
McCrory & Layte (2012)	Irlanda	9	8568	Mplus ^a	$\chi^2(173) = 6997$ ***	40.44	.763	.859	.068

Nota. ^aMplus usando el estimador robusto WLSMV recomendado para datos categóricos ordenados; ^bCFA con indicadores de factor continuo usando estimador predeterminado para este tipo de análisis es la máxima verosimilitud.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Discusión

En esta revisión se realizó una actualización de estudios sobre las propiedades psicométricas del SDQ en la versión para padres y niños entre 4 y 17 años de población general. Los resultados muestran que la controversia ya planteada en revisiones previas (Saur & Loureiro, 2012; Stone et al., 2010) respecto a la estructura interna del SDQ se mantiene en los últimos artículos publicados. Aproximadamente la mitad de los AFC analizados no logró ajuste de los datos a los modelos testeados. En esos trabajos y en otros descartados por no cumplir con los criterios de inclusión, se han reportado soluciones factoriales que logran buenos índices de ajuste, pero se apartan de los modelos teóricos originales (por ejemplo: dos o un único factor de dificultades, modelos de segundo orden o bifactoriales). Considerando la necesidad de contar con buenos instrumentos de screening para niños y adolescentes, resulta necesario avanzar en la revisión de ítems o en el análisis del posible efecto de método (Karlsson et al., 2022) que se configura cuando se utiliza ítems redactados tanto positiva como negativamente.

Referencias

- *Aitken, M., Martinussen, R., Wolfe, R. G., & Tannock, R. (2015). Factor structure of the Strengths and Difficulties Questionnaire in a Canadian elementary school sample. *Assessment for Effective Intervention, 40*(3), 155-165. <https://doi.org/10.1177/1534508414560347>
- *Björnsdotter, A., Enebrink, P., & Ghaderi, A. (2013). Psychometric properties of online administered parental strengths and difficulties questionnaire (SDQ), and normative data based on combined online and paper-and-pencil administration. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health, 7*(1), 40. <https://doi.org/10.1186/1753-2000-7-40>
- *Bridger Staats, C., Kelly, Y., Lacey, R. E., & Hardy, R. (2023). Investigating the factorial structure and measurement invariance of the parent-reported strengths and difficulties questionnaire at 11 years of age from the UK Millennium Cohort Study. *European Child & Adolescent Psychiatry*. <https://doi.org/10.1007/s00787-023-02156-1>
- Bryant, A., Guy, J., CALM Team, & Holmes, J. (2020). The Strengths and Difficulties Questionnaire predicts concurrent mental health difficulties in a transdiagnostic sample of struggling learners. *Frontiers in Psychology, 11*, 587821. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.587821>
- *Bull, R., Lee, K., Koh, I. H. C., & Poon, K. K. L. (2016). Confirmatory factor analysis of the Strengths and Difficulties Questionnaire in Singaporean kindergartners. *Child Care Health and Development, 42*(1), 109-116. <https://doi.org/10.1111/cch.12288>
- *Costa, P. A., Tasker, F., Ramos, C., & Leal, I. (2020). Psychometric properties of the parent's versions of the SDQ and the PANAS-X in a community sample of Portuguese parents. *Clinical Child Psychology and Psychiatry, 25*(2), 520-532. <https://doi.org/10.1177/1359104519891759>
- *Coulthard, J., & Sudom, K. (2023). Factor structure of the parent-rated strengths and difficulties questionnaire in a sample of Canadian children from military families. *Frontiers in Psychology, 14*, 1101407. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1101407>
- *Croft, S., Stride, C., Maughan, B., & Rowe, R. (2015). Validity of the Strengths and Difficulties Questionnaire in preschool-aged children. *Pediatrics, 135*(5), e1210-e1219. <https://doi.org/10.1542/peds.2014-2920>
- *Español-Martín, G., Pagerols, M., Prat, R., Rivas, C., Sixto, L., Valero, S., Artigas, M. S., Ribasés, M., Ramos-Quiroga, J. A., Casas, M., & Bosch, R. (2021). Strengths and Difficulties Questionnaire: psychometric properties and normative data for Spanish, 5- to 17-year-olds. *Assessment, 28*(5), 1445-1458. <https://doi.org/10.1177/1073191120918929>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., & Muñoz-Fernández, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema, 34*(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Garrido, L. E., Barrada, J. R., Aguasvivas, J. A., Martínez-Molina, A., Arias, V. B., Golino, H. F., Legaz, E., Ferrís, G., & Rojo-Moreno, L. (2020). Is small still beautiful for the Strengths and Difficulties Questionnaire? Novel findings using Exploratory Structural Equation Modeling. *Assessment, 27*(6), 1349-1367. <https://doi.org/10.1177/1073191118780461>

- *Gómez-Beneyto, M., Nolasco, A., Moncho, J., Pereyra-Zamora, P., Tamayo-Fonseca, N., Munarriz, M., Salazar, J., Tabarés-Seisdedos, R., & Girón, M. (2013). Psychometric behaviour of the strengths and difficulties questionnaire (SDQ) in the Spanish national health survey 2006. *BMC Psychiatry*, 13(1). <https://doi.org/10.1186/1471-244X-13-95>
- Goodman R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and allied disciplines*, 38(5), 581-586. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x>
- Goodman R. (1999). The extended version of the Strengths and Difficulties Questionnaire as a guide to child psychiatric caseness and consequent burden. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and allied disciplines*, 40(5), 791-799. <https://doi.org/10.1111/1469-7610.00494>
- Goodman, A., Lamping, D. L., & Ploubidis, G. B. (2010). When to use broader internalizing and externalizing subscales instead of the hypothesized five subscales on the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ): Data from British parents, teachers and children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 38(8), 1179-1191. <https://doi.org/10.1007/s10802-010-9434-x>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.
- Harry, M. L., Acevedo, J., & Crea, T. M. (2019). Assessing the factor structure of the Spanish language parent Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) in Honduras. *PLoS ONE*, 14(3), e0214394. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0214394>
- *He, J. P., Burstein, M., Schmitz, A., & Merikangas, K. R. (2013). The strengths and difficulties questionnaire (SDQ): The factor structure and scale validation in U.S. Adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(4), 583-595. <https://doi.org/10.1007/s10802-012-9696-6>
- *Hoffmann, M. D., Lang, J. J., Guerrero, M. D., Cameron, J. D., Goldfield, G. S., Orpana, H. M., & de Groh, M. (2020). Evaluating the psychometric properties of the parent-rated Strengths and Difficulties Questionnaire in a nationally representative sample of Canadian children and adolescents aged 6 to 17 years. *Health Reports*, 31(8), 13-20. <https://doi.org/10.25318/82-003-x202000800002-eng>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- Hu, L.T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- *Idris, I. B., Barlow, J., Dolan, A., & Surat, S. (2019). The reliability and validity of the Malay parent-report version of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *The Malaysian Journal of Medical Sciences: MJMS*, 26(1), 125-137.
- *Kai Yee, H., Bee Seok, C., & Ling, C. (2022). The factor structure among primary school children of the Strengths and Difficulties Questionnaire of parents (SDQ-PR) in Malaysia during COVID-19. *Cogent Social Sciences*, 8(1). <https://doi.org/10.1080/23311886.2022.2126091>
- Karlsson, P., Larm, P., Svensson, J., & Raninen, J. (2022). The factor structure of the Strength and Difficulties Questionnaire in a national sample of Swedish adolescents: Comparing 3 and 5-factor models. *PLoS ONE*, 17(3), e0265481. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0265481>
- Kulawiak, P. R., Wilbert, J., Schlack, R., & Börner-Ringleb, M. (2020). Prediction of child and adolescent outcomes with broadband and narrowband dimensions of internalizing and externalizing behavior using the child and adolescent version of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *PLoS ONE*, 15(10), e0240312. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0240312>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- *McAloney-Kocaman, K., & McPherson, K. (2017). Factor structure and reliability of the parent-informant Strengths and Difficulties Questionnaire in a Scottish preschool sample. *Early Education and Development*, 28(3), 368-376. <https://doi.org/10.1080/10409289.2017.1228367>

- *McCrary, C., & Layte, R. (2012). Testing competing models of the Strengths and Difficulties Questionnaire's (SDQ's) factor structure for the parent-informant instrument. *Personality and Individual Differences*, 52(8), 882-887. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.02.011>
- *Mieloo, C., Raat, H., van Oort, F., Bevaart, F., Vogel, I., Donker, M., & Jansen, W. (2012). Validity and reliability of the strengths and Difficulties Questionnaire in 5–6-year-olds: Differences by gender or by parental education? *PLoS ONE*, 7(5). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0036805>
- *Moriwaki, A. & Kamio, Y. (2014). Normative data and psychometric properties of the strengths and difficulties questionnaire among Japanese school-aged children. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 8(1), 1. <https://doi.org/10.1186/1753-2000-8-1>
- *Niclasen, J., Skovgaard, A. M., Andersen, A. M. N., Sømhøvd, M. J., & Obel, C. (2013). A confirmatory approach to examining the factor structure of the strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ): A large scale cohort study. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(3), 355-365. <https://doi.org/10.1007/s10802-012-9683-y>
- *Ortuño-Sierra, J., Aritio-Solana, R., & Fonseca-Pedrero, E. (2018). Mental health difficulties in children and adolescents: The study of the SDQ in the Spanish National Health Survey 2011-2012. *Psychiatry Research*, 259, 236-242. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.10.025>
- *Rogge, J., Koglin, U., & Petermann, F. (2018). Do they rate in the same way? Testing of measurement invariance across parent and teacher SDQ ratings. *European Journal of Psychological Assessment*, 34(2), 69-78. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000445>
- Saur, A. & Lourreiro, S. (2012). Qualidades psicométricas do Questionário de Capacidades e Dificuldades: revisão da literatura. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 29(4), 619-629. <https://doi.org/10.1590/s0103-166x2012000400016>
- Schreiber, J., Nora, A., Stage, F., Barlow, E., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- *Shibata, Y., Okada, K., Fukumoto, R., & Nomura, K. (2015). Psychometric properties of the parent and teacher forms of the Japanese version of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *Brain & Development*, 37(5), 501-507. <https://doi.org/10.1016/j.braindev.2014.08.001>
- *Stokes, M., Mellor, D., Yeow, J., & Hapidzal, N. F. M. (2014). Do parents, teachers and children use the SDQ in a similar fashion? *Quality & Quantity: International Journal of Methodology*, 48(2), 983-1000. <https://doi.org/10.1007/s11135-012-9819-8>
- *Stone, L. L., Janssens, J. M. A. M., Vermulst, A. A., Van Der Maten, M., Engels, R. C. M. E., & Otten, R. (2015). The Strengths and Difficulties Questionnaire: psychometric properties of the parent and teacher version in children aged 4-7. *BMC psychology*, 3(1), 4. <https://doi.org/10.1186/s40359-015-0061-8>
- Stone, L. L., Otten, R., Engels, R. C., Vermulst, A. A., & Janssens, J. M. (2010). Psychometric properties of the parent and teacher versions of the Strengths and Difficulties Questionnaire for 4- to 12-year-olds: A review. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 13(3), 254-274. <https://doi.org/10.1007/s10567-010-0071-2>
- *Tobia, V. & Marzocchi, G. M. (2018). The Strengths and Difficulties Questionnaire-Parents for Italian school-aged children: psychometric properties and norms. *Child Psychiatry and Human Development*, 49(1), 1-8. <https://doi.org/10.1007/s10578-017-0723-2>
- *Vugteveen, J., de Bildt, A., Serra, M., de Wolff, M. S., & Timmerman, M. E. (2020). Psychometric properties of the Dutch Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) in adolescent community and clinical populations. *Assessment*, 27(7), 1476-1489. <https://doi.org/10.1177/1073191118804082>

Adaptación de la Escala de Autoeficacia General a estudiantes universitarios uruguayos.

Vicente Chirullo (vchirullo@psico.edu.uy)

Victor Ortuño (vortuno@psico.edu.uy)

Hugo Selma (hugoselma@psico.edu.uy)

Facultad de Psicología, Universidad de la República, Uruguay

La autoeficacia es un concepto desarrollado por Albert Bandura (1977) que refiere a la convicción que un individuo posee acerca de su competencia para efectuar una determinada tarea o afrontar una situación. Se ha establecido una relación estrecha entre la autoeficacia y constructos como la depresión, ansiedad y autoestima, entre otros (Ortiz y del Barrio, 2002).

La presente investigación tuvo como primer objetivo informar, en una población uruguaya universitaria, las características psicométricas de la Escala de Autoeficacia General (EAG) desarrollada por Schwarzer y Jerusalem en 1979. Para ello se realizó una adaptación, partiendo de la versión en español elaborada por Bähler y Schwarzer (1996). El segundo objetivo consistió en analizar la relación entre la autoeficacia con los constructos de depresión, ansiedad y autoestima.

Mediante los resultados obtenidos se puede afirmar que la EAG presenta una consistencia interna adecuada (α . 83 y ω .87) para ser aplicada en una población uruguaya universitaria. El AFE replicó la estructura unifactorial y el AFC exhibió índices de bondad aceptables (χ^2/gl : 3.32, CFI: .97, TLI: .94, WRMR: 1.0). La autoeficacia presentó correlaciones negativas con depresión, ansiedad estado y ansiedad rasgo, y una correlación positiva con autoestima, todas fueron estadísticamente significativas. La presente investigación nos permite afirmar que la Escala de Autoeficacia General puede ser utilizada en contextos clínicos o académicos uruguayos en la población estudiada.

Palabras clave: Autoeficacia, psicometría, adaptación uruguaya.

Introducción

La autoeficacia fue definida por Bandura (1999) como las creencias en las propias capacidades para organizar y realizar las acciones requeridos para manejar situaciones futuras. De acuerdo con el autor las personas luchan por controlar los acontecimientos que afectan sus vidas. Al influir en áreas sobre las que pueden imponer cierto grado de control, son más capaces de hacer realidad los futuros deseados y evitar los indeseados. La incapacidad para influir sobre las cosas que afectan adversamente la vida genera aprensión, apatía o desesperación. En cambio, la capacidad para producir resultados valiosos es un gran aliciente para el desarrollo y el ejercicio del control personal. La autoeficacia juega un importante papel en la salud física, la autorregulación y los procesos psicoterapéuticos (Maddux y Kleiman, 2020), posiblemente por esta razón ha sido uno de los constructos más estudiados de la teoría socio-cognitiva (Bandura, 1986). Considerando la importancia de este constructo por sus múltiples asociaciones, y la ausencia de un instrumento adaptado a la población uruguaya es que este estudio se planteó como objetivo informar sobre las características psicométricas de la EAG en una población uruguaya universitaria de entre 18 a 65 años.

Método

Muestra:

La muestra estuvo compuesta por 412 estudiantes universitarios en edad laboral. La muestra estuvo compuesta por 412 estudiantes universitarios en edad laboral. El rango de edad osciló entre 18 y 61 años ($M=24.85$, $DT=8.53$). Del total de casos 89 declararon ser hombres y 319 mujeres (con un total de 4 perdidos).

Instrumentos:

Escala de Autoeficacia General (Bäbler & Schwarzer, 1996): El objetivo de este instrumento es medir la Autoeficacia general como un rasgo. Está compuesta por 10 ítems (formato *Likert* de 4 puntos) agrupados en una única dimensión. Ha presentado buenos niveles de consistencia interna, α entre .79 y .93 (Suárez et al., 2000).

Inventario de Depresión de Beck (Beck et al., 1961): El BDI es una escala autoaplicada que evalúa los síntomas clínicos de melancolía y los pensamientos intrusivos presentes en la depresión. Consiste en un autoinforme de 21 ítems con cuatro posibles opciones de respuesta. Se utilizó la versión española de cuya consistencia interna es de α de .83 según Vázquez y Sanz (1997).

Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo (Spielberger et al., 1970): Se trata de un inventario autoaplicado, diseñado para evaluar la ansiedad como condición emocional transitoria (estado) y la propensión ansiosa relativamente estable (rasgo). Está compuesto por 40 ítems, 20 en cada escala, proporcionando dos puntuaciones. Ha presentado pruebas de ser altamente consistente, α de *Cronbach* entre .88 y .92 (Spielberg y Vagg, 1984).

Escala de Autoestima de Rosenberg (Rosenberg, 1965): Esta escala mide la valoración de autoestima de la persona, en un formato de respuesta *Likert* que va de 1 a 4 puntos. Presentó buenas características psicométricas en Uruguay – su consistencia interna se encuentra entre .66 a .77 en las diferentes dimensiones – y una clara estructura factorial de tipo *Bifactor* (Ortuño, Mailhos, & Cabana, in press).

Procedimientos y análisis estadísticos

Para el procesamiento de datos se utilizó el paquete estadístico IBM SPSS Statistics, Mplus (Muthén & Muthén, 2017) y el software Factor (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017).

En primer lugar, fue realizado un análisis descriptivo de los datos (tendencia central y dispersión) así como un análisis de los valores extremos. Para el análisis estructural de la EAG se realizaron Análisis Factoriales Exploratorio y Confirmatorio (AFE y AFC). Para el AFE se utilizó el software Factor (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) y se siguieron las indicaciones de Ledesma y colaboradores (2019). Se utilizaron varios métodos de extracción para definir el número de factores del modelo (Gráfico de Sedimentación, Método de Kaiser y Parallel Analysis). Para el AFC se utilizó el paquete estadístico MPlus (Muthén & Muthén, 2017). Se usó el estimador Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted (WLSMV), el cual permite generar estimaciones precisas con independencia de la normalidad de la distribución de las variables (Brown, 2015).

La consistencia interna de los factores obtenidos se calculó mediante el Alfa de *Cronbach* (α) y el Omega de *McDonald* (ω). Con el objetivo de verificar la validez del instrumento se realizaron análisis de relaciones (correlaciones) entre la EAG y los otros inventarios previamente mencionados. La estabilidad temporal de la EAG se estudió mediante la técnica de test-retest a un total de 89 casos extraídos del muestreo presencial. La escala se aplicó en dos intervalos, el primero a los 30 días y el segundo a los 60. Se siguieron las indicaciones de Abad y Colaboradores (2012).

Resultados

Para la utilización de estas medidas de fiabilidad se siguieron las consideraciones de Viladrich y colaboradores (2017). El α fue de .83 y el α estandarizado de .87. Solo con la eliminación del ítem 1 el α mejoraría a .836, sin embargo, esta diferencia no constituye un impacto de valor para el instrumento. El valor obtenido en el coeficiente ω fue de .87.

Como se mencionó previamente la estabilidad temporal fue medida mediante la técnica de test-retest. Se reaplicó la EAG a una porción de la muestra, en tres momentos con intervalos de aproximadamente 30 días entre éstos. En el primer momento participaron 89 estudiantes, en el segundo 59 y en el último 32. Se aplicó prueba de

normalidad en todas las mediciones, no siendo la distribución de las puntuaciones normales para ninguna de ellas de acuerdo con las pruebas de Kolmogorov-Sminov y Shapiro Wilk (en todas las pruebas la significancia estadística fue menor a .05). Se realizó una prueba de correlaciones, usando el estadístico Tau de *Kendall*, para el mismo el resultado entre la primer toma y el primer retest fue de .658, y .826 con el segundo retest. La correlación entre el primer retest y el segundo retest fue de .811.

El AFE fue realizado en base a una matriz de relaciones policóricas, como lo recomiendan Holgado y colaboradores (2010). La varianza explicada fue de 47% de acuerdo con la solución unifactorial. se pueden ver las cargas factoriales y las comunalidades de cada elemento en la tabla 1. A excepción del ítem uno y tres, todos los demás ítems cargan más de .5 al factor principal.

TABLA 1.
Estadísticos del elemento

	λ	(H^2)	α sin el ítem
1. Puedo encontrar la manera de obtener lo que quiero aunque alguien se me oponga.	.371	.138	.836
2. Puedo resolver problemas difíciles si me esfuerzo lo suficiente.	.609	.371	.819
3. Me es fácil persistir en lo que me he propuesto hasta alcanzar mis metas.	.428	.183	.832
4. Tengo confianza en que podría manejar eficazmente acontecimientos inesperados.	.702	.493	.811
5. Gracias a mis cualidades y recursos puedo superar situaciones imprevistas.	.799	.638	.805
6. Cuando me encuentro en dificultades puedo permanecer tranquilo/a porque cuento con las habilidades para manejar situaciones difíciles.	.643	.414	.815
7. Por lo general soy capaz de manejar cualquier situación que se me presente.	.693	.480	.810
8. Puedo resolver la mayoría de los problemas si me esfuerzo lo necesario.	.704	.496	.814
9. Si me encuentro en una situación difícil, generalmente se me ocurre una solución.	.811	.658	.804
10. Cuando me enfrento a un problema, generalmente se me ocurren varias alternativas para resolverlo.	.639	.408	.819

A continuación, se desarrolló el AFC. Se presentan los resultados del modelo testeado con recurso a Modelado de Ecuaciones Estructurales. El modelo consistió en una estructura unifactorial donde los diez ítems cargaban un solo factor. No se reportó ningún índice de modificación superior a 11. Las cargas factoriales para los diez ítems presentaron valores entre .37 y .82.

Teniendo en cuenta los aportes de Ruiz y colaboradores (2010), quienes argumentan que los estadísticos de bondad de ajuste se deterioran rápidamente con el

aumento del tamaño muestral, decidimos repetir el AFC con la mitad de la muestra (206 sujetos). De acuerdo a los autores se acostumbra exigir muestras superiores a 100 sujetos y las mayores a 200 son una buena garantía. El ajuste global del modelo unifactorial realizado sobre la mitad de la muestra presentó mejorías comparativamente al modelo anterior, siendo todos los valores aceptables exceptuando los del RMSEA, que igualmente presentó mejoras. Estos datos se pueden observar en la tabla 2.

TABLA 2.
Índices de ajuste del Análisis Factorial Confirmatorio

	N	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	WRMR	RMSEA	IC 90%
Base completa	412	232.673	35	6.65	.93	.91	1.43	.12	.10, .13
Media Base	206	116.493	35	3.32	.97	.94	1.01	.10	.09, .13

Para realizar las correlaciones entre instrumentos se utilizó el estadístico Tau_b de Kendall como sugiere Field (2013). La autoeficacia correlacionó en forma positiva con autoestima (.385). En cambio, correlacionó en manera negativa con depresión (-.305), ansiedad como estado (-.268) y ansiedad como rasgo (-.334). Los resultados se muestran en la tabla 3.

Tabla 3.

Correlaciones inter-test (Tau_b de Kendall)

	Autoeficacia general	Autoestima total	Depresión	Ansiedad Estado
Autoestima	.385	-		
Depresión	-.305**	-.496**	-	
Ansiedad estado	-.268**	-.436**	.521**	-
Ansiedad rasgo	-.334**	-.543**	.614**	.590**

* La correlación es significativa al nivel 0,05 (bilateral).

** La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

Discusión

La presente investigación ha demostrado que la adaptación uruguaya de la EAG presenta características psicométricas adecuadas para su utilización en una población universitaria. Han sido expuestas evidencias de fiabilidad ($\alpha = .83$, $\omega = .87$), estabilidad temporal y validez. El AFE confirmó la estructura unifactorial explicando un 47% de la varianza. En relación al AFC el modelo presentó valores aceptables (CFI/TLI) y valores inaceptables (χ^2/gl , WRMR, RMSEA) para toda la muestra. No obstante, al realizarlo para la mitad de la muestra seleccionada al azar, teniendo en cuenta que los índices de ajuste de bondad se deterioran al aumentar el tamaño muestral (Ruiz et al., 2010), los valores mejoraron sustancialmente. El AFC realizado sobre la mitad de la muestra solo arrojó valores inadecuados en el RMSEA, que de cualquier manera presentó mejoras respecto del mismo valor en el AFC realizado sobre la totalidad de la muestra. Es por lo expuesto que consideramos que el modelo presentó un buen ajuste.

Las diferentes correlaciones encontradas con otros constructos representan evidencias de validez. Dentro de la más fuertes se encuentra la correlación positiva con autoestima y las correlaciones negativas con depresión, ansiedad rasgo y ansiedad estado.

Referencias bibliográficas

- Abad, F. J., & Ponsoda, V. (2012). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Editorial Síntesis.
- Bäbler, J & Schwarzer, R. (1996). Evaluación de la autoeficacia: Adaptación Española de la Escala de Autoeficacia General [Measuring generalized self-beliefs: Spanish Adaptation of the General Self-Efficacy Scale]. *Ansiedad y Estrés*, 2(1), 1-8.
- Bandura, A. (1977). *Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change*. *Psychological review*, 84(2), 191-215.
- Bandura, A. (1977). *Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change*. *Psychological review*, 84(2), 191-215.
- Bandura, A. (1986) *Social Foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of general psychiatry*, 4(6), 561-571.
- Ferrando, P.J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-241. doi: 10.7334/psicothema2016.304
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. sage.
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-MoscOSO, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity*, 44(1), 153-166.
- Ledesma, R. D., Ferrando, P. J., & Tosi, J. D. (2019). Uso del Análisis Factorial Exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación—e Avaliação Psicológica*, 52(3), 173-180.
- Maddux, J. E., & Kleiman, E. M. (2020). Self-efficacy: The power of believing you can. In S. J. Lopez, L. M. Edwards, & S. C. Marques (Eds.), *Oxford handbook of positive psychology* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's Guide* (Octava edición). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Ortiz, M. Á. C., & del Barrio Gandara, M. V. (2002). Evaluación de la autoeficacia en niños y adolescentes. *Psicothema*, 14(2), 323-332.
- Ortuño, V. E., Mailhos, A., & Cabana, A. (in press). Evidence for a multigroup bifactor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale in a Uruguayan sample. *PLOS One*.
- Rosenberg, M. (1965). *Rosenberg Self-Esteem Scale*. New York: Basic Books.
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Sampieri, R. H., Collado, C. F., Lucio, P. B., Valencia, S. M., & Torres, C. P. M. (2016). *Metodología de la investigación*. México, DF: McGraw-hill.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Stai. Manual for the State-Trait Anxiety Inventory (Self Evaluation Questionnaire)*. Palo Alto California: Consulting Psychologist, 22, 1-24.
- Spielberger, C. D., & Vagg, P. R. (1984). Psychometric properties of the STAI: a reply to Ramanaiah, Franzen, and Schill. *Journal of personality assessment*, 48(1), 95-97.
- Suárez, P. S., García, A. M. P., & Moreno, J. B. (2000). Escala de autoeficacia general: datos psicométricos de la adaptación para población española. *Psicothema*, 12(Su2), 509-513.
- Scholz, U., Doña, B.G., Sud, S. & Schwarzer, R. (2002). Is general self-efficacy a general construct? Psychometric findings of 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18, 242-251.
- Vázquez, C., & Sanz, J. (1997). Fiabilidad y valores normativos de la versión española del inventario para la depresión de Beck de 1978. *Clínica y salud*
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Annals of Psychology*, 33(3), 755-782.

Avaliação da criança e sua família durante a pandemia da COVID-19: aspectos do desenvolvimento infantil, da saúde mental e da parentalidade de pais de crianças brasileiras na primeira infância

Ana Cristina Barros da Cunha – Universidade Federal do Rio de Janeiro
Karolina Alves Albuquerque – Universidade Federal do Espírito Santo
Leidy Janeth Erazo Chavez – Universidade Federal do Maranhão
Tatiane Lebre Dias – Universidade Federal de Mato Grosso
Sandrith Gisselle Lozano León – Universidade Federal de Mato Grosso
Gilda Maria Aparecida Lima – Universidade do Vale do Sapucaí

Resumo

A pandemia da COVID-19 teve efeitos adversos para população mundial face às medidas de contenção da doença, que exigiram isolamento e distanciamento social. O estudo investigou os efeitos do contexto pandêmico de 228 pais e crianças brasileiras na primeira infância, considerando aspectos da saúde mental, parentalidade e desenvolvimento dos filhos. A partir de estudo transversal que utilizou um formulário e instrumentos que avaliaram a saúde mental e parentalidade dos pais, os dados foram coletados de forma remota. Os resultados evidenciaram que as condições socioeconômicas e nível instrucional dos participantes permitiram condições de adaptação ao contexto pandêmico. Em relação à saúde mental foi maior o percentual na classificação normal. A percepção no que se refere à competência parental foi menor comparada à estudos da área. Em termos de risco ao desenvolvimento, este foi maior no domínio pessoal-social que comunicativo. Necessidade de estudos que aprofundem aspectos da saúde mental, parentalidade e desenvolvimento infantil durante e após a pandemia da COVID-19.

Palavras-chave: Parentalidade, Saúde Mental, COVID-19.

Introdução

No início do ano de 2020 a população mundial foi surpreendida pela pandemia de COVID-19, doença transmitida por um novo coronavírus (SARS-CoV-2). O estado pandêmico decretado pela Organização Mundial de Saúde (OMS), levou em consideração um total de mais de dois milhões de casos confirmados em abril desse ano (World Health Organization [WHO], 2020). A rápida disseminação da doença e a incerteza sobre sua propagação e prevenção, além dos desfechos das medidas de contenção e controle da COVID-19, como o isolamento e distanciamento social, representam importantes fatores de risco para a saúde mental da população (Zandifar & Badrfam, 2020).

Além do impacto sobre a saúde mental, a pandemia do novo coronavírus mostrou de forma explícita as diferenças de classe social, raça, gênero e outras problemáticas presentes como a violência de gênero, e a violência intrafamiliar. Com a necessidade do isolamento, organizações como escolas e empresas, fecharam por tempo indeterminado como medida de segurança e contenção da doença, obrigando de uma forma ou outra a família a conviver mais horas dentro de casa e do contexto doméstico (Schmidt et al., 2020).

Antes da pandemia estudos já indicavam que durante o período da parentalidade os pais podem experimentar insatisfação com a vida, problemas financeiros (Meier et al., 2016), com tendência a apresentar sintomas de depressão, ansiedade e estresse (Liang et al., 2018). Com a pandemia o cuidador ficou ainda suscetível a maiores níveis de estresse, o que também está associado a uma menor capacidade de tolerância para lidar com as reações comportamentais e emocionais dos filhos, afetando então a parentalidade, relação diádica mãe-filho ou pai-filho (Coyne et al., 2020).

Diversos são os fatores que podem influenciar a parentalidade, incluindo a personalidade dos pais, a cultura, a economia e as condições sociais, assim, desde a gravidez, os pais desempenham um papel fundamental na formação dos filhos,

fornecendo apoio emocional, recursos materiais e modelos de comportamento. Nessa perspectiva, é esperado que os progenitores facilitem o desenvolvimento dos seus filhos, assegurando qualidade ao nível físico, psicológico e social (Santana, 2018).

Considerando as repercussões mundiais da pandemia e seus impactos, este estudo investigou os efeitos do contexto pandêmico para pais e crianças brasileiras na primeira infância, considerando aspectos da saúde mental e parentalidade dos pais, e do desenvolvimento dos filhos.

Método

A partir de um estudo de coorte, descritivo e exploratório baseado em metodologia quantitativa de temporalidade transversal, participaram um total de 228 pais (média de idade= 35,33) com suas crianças de idades entre 35 e 66 meses. Os critérios de inclusão/exclusão foram: a) pais maiores de 18 anos; b) pais que se auto declararam serem os cuidadores principais da criança; c) crianças com idades entre três e cinco anos e seis meses; d) crianças com desenvolvimento típico (sem deficiências); e) crianças com desenvolvimento atípico; f) foram excluídas crianças que tenham tido problemas de saúde graves no ano de 2020.

Os instrumentos utilizados compreenderam: a) Protocolo de Dados Gerais: elaborado especificamente para o estudo para investigar dados sociodemográficos, psicossociais e clínicos dos cuidadores e suas crianças, bem como sobre a rotina familiar durante a pandemia; b) Escalas DASS-21, versão brasileira da *Depression, Anxiety and Stress Scale* (DASS-21) (Vignola; Tucci & Marcassa, 2014) para avaliar a ocorrência de sintomatologia depressiva, ansiosa e do estresse nos cuidadores; c) Escala PSOC, Escala de Sentido de Competência Parental (*Parenting Sense of Competence Scale - PSOC*), para avaliar a auto percepção geral de competência parental; d) Escala ASQ3-BR 3ª edição, *Ages and Stages Questionnaire Third Edition*, para avaliação da trajetória do desenvolvimento infantil de crianças com idade entre três e cinco anos e meio (Filgueiras, Pires, Maissonette & Landeira-Fernandes, 2013).

Os dados foram coletados de forma remota entre março/2021 e abril/2022, a partir de um projeto Projeto Multicêntrico “*Nova realidade para antigas práticas: efeitos da pandemia da COVID-19 sobre o desenvolvimento infantil considerando a parentalidade e saúde mental de pais de crianças típicas e atípicas*”, aprovado por Comitê de Ética em Pesquisa das instituições participantes (Universidade Federal do Rio de Janeiro, Universidade Federal do Espírito Santo, Universidade Federal de Mato Grosso, Universidade Federal do Maranhão).

Resultados

O perfil socioeconômico dos participantes revelou que maioria foi formada por mães, com estado civil casada ou união estável, com três e quatro pessoas por domicílio. Em relação a renda famílias mais da metade dos participantes se concentrou com renda acima de três salários-mínimos e nível de escolaridade superior e pós-graduação (Tabela 1).

Tabela 1

Perfil dos participantes (n=228)

Variáveis*	N(%)
Sexo	-
Feminino	206(90,35)
Masculino	22(9,65)
Estado civil	-
Casado ou União estável	185(81,14)
Solteiro	19(8,33)
Separado/Divorciado	23(10,09)
Outros (viúvo)	1(0,44)

<i>Níveis de renda familiar(R\$)</i>	-
813,56	11(4,82)
1.805,91	39(17,11)
3.042,47	37(16,23)
5.449,60	50(21,93)
10.427,74	57(25,00)
22.716,99	34(14,91)
<i>Escolaridade</i>	-
Sem escolaridade completa	5(2,19)
Ensino Fundamental	8(3,51)
Ensino Médio	67(23,39)
Ensino Superior	52(22,81)
Pós-graduação	96(42,11)
<i>Pessoas por domicílio</i>	-
Duas	12(5,26)
Três	97(42,54)
Quatro	85(37,28)
Cinco ou mais	34(14,91)

Nota.*= maiores frequências.

No que se refere às condições de trabalho (n= 153; 67,10%) mantiveram o trabalho remunerado durante a pandemia, mais da metade não percebeu passar por problemas financeiros (n= 121; 53,07%). Em uma amostra de participantes (n=157) que manifestaram ter apresentado sintomas de estresse observou-se que em todas as subescalas das DASS-21 foi maior o percentual na classificação normal (ansiedade= 38,4%; depressão= 32,0% e estresse = 37,1%), entretanto houve depressão em níveis moderados (20,5%), ansiedade em níveis extremamente severos (30,7%) e estresse em níveis moderados a severos (19,2%).

Em uma análise de respostas de 175 participantes verificou-se que a maioria se declarou branca (n=133). Em relação às crianças brancas 50,9% eram meninas, enquanto nas crianças negras 50,8% eram meninos.

A média total na escala de senso de competência parental (média= 46,8) foi menor quando comparada a outros estudos de intervenção em parentalidade com o mesmo instrumento (Linhares et al, 2021; Lotto et al., 2022).

Em relação ao desenvolvimento social e comunicativo a partir da avaliação dos pais de 130 crianças com desenvolvimento típico entre 35 e 66 meses, em termos de risco foi maior no domínio pessoal-social (n=60; 46,15%) comparado ao domínio comunicativo (n=20; 15,38%).

Discussão

As dificuldades impostas pela pandemia (distanciamento, rotina familiar, aulas *on line*, etc.) podem ter impactos sob o senso de eficácia parental, quando destaca-se a importância dos pais no manejo das emoções e comportamento dos filhos (Wang et al., 2020). Por outro, lado cabe enfatizar o nível financeiro e a escolaridade dos participantes como variável que permitiu o desempenho do papel parental de forma a se ajustar as demandas do contexto pandêmico. Esse aspecto coaduna com os achados de Bornstein et al (2017) ao enfatizarem que a autoavaliação positiva da competência parental pode minimizar o estresse dos pais e favorecer o desenvolvimento das crianças.

Em relação aos aspectos étnico-raciais os achados sugerem que a pandemia da COVID-19 pode ter afetado diferentemente as famílias segundo sua origem, pois segundo Santos et al (2020), pessoas negras se tornaram mais vulneráveis como

consequência de uma polícrise sanitária, social, política, econômica, moral, que direcionou ações políticas para o combate da pandemia no Brasil. Embora Pereira e Almeida (2022) destaquem que a pandemia afetou fortemente as famílias negras, porque acirrou as desigualdades sociais, alterações no cotidiano familiar foram relatadas pela maioria dos pais, tanto brancos como negros.

No que se refere ao desenvolvimento infantil quase metade das crianças apresentaram risco maior para o desenvolvimento pessoal-social que comunicativo. Nesse sentido, os estressores familiares impostos pela pandemia, podem ter impactado as interações das crianças em seus contextos (Bronfenbrenner, 1955; Sameroff, 2010), com reflexos para seu desenvolvimento pessoal-social.

A maior frequência de classificação normal para os indicadores de depressão, ansiedade e estresse, pode associar-se as condições socioeconômicas dos participantes, porém, os níveis moderado, severo e extremamente severo para esses indicadores podem ter se relacionado ao excesso de demandas no cuidado aos filhos, o que pode ter se agravado durante a pandemia, face a fatores do contexto. Há de se destacar que no estudo há presença majoritária de mulheres, corroborando achados que indicam que as mães sofrem com a sobrecarga materna, inclusive antes da pandemia (Schmidt & Bosa, 2007).

Conclusões

Os resultados demonstraram que a pandemia afetou a percepção da competência parental dos pais e o desenvolvimento pessoal-social das crianças, o que pode ser explicado a partir das medidas sanitárias e a sobrecarga materna nos cuidados familiares. O nível socioeconômico e instrucional dos participantes foi uma variável que permitiu passar pelo contexto pandêmico de forma a se adequar às exigências sanitárias.

Os achados do estudo reforçam a importância de outros estudos investigando aspectos da saúde mental, parentalidade e desenvolvimento infantil durante e após a pandemia da COVID-19.

Referências

Bornstein, M. H., Putnick, D. L., Lansford, J. E., Al-Hassan, S. M., Bacchini, D., Bombi, A. S. (2017). Mixed blessings: Parental religiousness, parenting, and child adjustment in global perspective. *The Journal Child Psychology and Psychiatry*, 58(8), 880-892. doi: 10.1111/jcpp.12705

Bronfenbrenner, U. (2005). The Bioecological Theory of Human Development. In *Making human beings human: Bioecological perspectives on human development* (1ª ed., pp. 3–15). Thousand Oaks, CA: Sage.

Coyne, L. W., Gould, E. R., Grimaldi, M., Wilson, K. G., Baffuto, G., & Biglan, A. (2020). First things first: Parent psychological flexibility and self-compassion during COVID-19 [Ahead of print]. *Behavior Analysis in Practice*, 14, 1092-1098. <https://doi.org/10.1007/s40617-020-00435-w>.

Filgueiras, A., Pires, P., Maissonette, S., & Landeira-Fernandez, J. (2013). Psychometric properties of the Brazilian-adapted version of the Ages and Stages Questionnaire in public child daycare centers. *Early Human Development*, 89(8), DOI: 561–576. doi:10.1016/j.earlhumdev.2013.02.005

Liang, L., Berger, U., & Brand, C. (2018). Psychosocial factors associated with symptoms of depression, anxiety and stress among single mothers with utis children: a population-based study. *Journal of Affective Disorders*, 242, 255-264. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.08.013>

Linhares, M. B. M.; Altafim, E. R. P.; Gasparido, C. M.; Oliveira, R. C. (2021). A Personalized Remote Video-Feedback Universal Parenting Program: A Randomized Controlled Trial. *Psychosocial Intervention*. <https://journals.copmadrid.org/pi>

Lotto, C. R.; Altafim, E. R. P.; Linhares, M. B. M. (2022). *Feasibility and acceptability study of the online ACT-Raising Safe Kids program*. *Children and Youth Services Review*. www.elsevier.com/locate/chilyouth

Meier, A., Musick, K., Flood, S., & Dunifon, R. (2016). Mothering experiences: How single parenthood and employment structure the emotional valence of parenting. *Demography*, 53(3), 649-674. <https://doi.org/10.1007/s13524-016-0474-x>

Moura, D. M., Souza, E. M. P., Santos, W. S., Souza, S. L. H. (2020). Escala de senso de competência parental (psoc): evidências de validade e precisão em contexto brasileiro. *Revista de Psicologia*, 11 (2). doi: <https://doi.org/10.36517/10.36517/revpsiufc.11.2.2020.7>

Pereira, Y. M., & Almeida, C. C. L. (2022). Família, pandemia da COVID-19 e assistência em saúde. *Emancipação*, 21, 1-18. doi:10.5212/Emancipacao.v.21.2118087.035

Sameroff, A. (2010). A Unified Theory of Development: A Dialectical Integration of Nature and Nurture. *Child Development*, 81(1), 6–22.

Santana, L. R. (2018). *Adaptação Transcultural e Validação da Parenting and Family Adjustment Scale (PAFAS)*. Dissertação de mestrado, Universidade Federal da Grande Dourados (UFGD), Dourados, Mato Grosso do Sul, Brasil.

Santos, M. P. A., Nery, J. S.; Goes, E., F., Silva, A. S., Santos, A., B., S., Batista, E., & Araújo, E. M. (2020). População negra e COVID-19: reflexões sobre racismo e saúde. Pandemia pela Covid-19. *Estud. Av.* 34 (99).

Schmidt, C., Bosa, C. (2003). A investigação do impacto do autismo na família: Revisão crítica da literatura e proposta de um novo modelo. *Interação em Psicologia*, 7(2), 111-120. <https://doi.org/10.5380/psi.v7i2.3229>

Schmidt, B., Crepaldi, M. A., Bolze, S. D. A., Neiva-Silva, L., & Demenech, L. M. (2020). Saúde mental e intervenções psicológicas diante da pandemia do novo coronavírus (COVID-19). *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 37, e200063. <https://doi.org/10.1590/1982-0275202037e200063>

Vignola, R.; & Tucci, A. (2014). Adaptation and validation of the depression, anxiety and stress scale (DASS – 21) to Brazilian Portuguese. *Journal of Affective Disorders*, 155, 104-109.

Wang, G., Zhang, Y., Zhao, J., Zhang, J., & Jiang, F. (2020). Mitigate the effects of home confinement on children during the COVID-19 outbreak. *The Lancet*, 395, 945–947. doi:10.1016/S0140-6736(20)30520-1

World Health Organization (2020). *Coronavirus disease (COVID-19) situation dashboard*. <https://covid19.who.int/>

Zandifar, A., & Badrfam, R. (2020). Iranian mental health during the COVID-19 epidemic. *Asian Journal of Psychiatry*, 51, 101990. doi: 10.1016/j.ajp.2020.101990

Análise Fatorial Confirmatória da Escala de Satisfação Holística com a Vida

Saúl Neves de Jesus¹, João Viseu³, Vivien Iacob² & Mariana Guerreiro⁴

Universidade do Algarve e CinTurs^{1,3,4}

Universidade de Évora e CIEP²

snjesus@ualg.pt¹, joao.viseu@uevora.pt², a51895@ualg.pt³, a54202@ualg.pt⁴

Resumo

A satisfação com a vida é um dos principais conceitos da Psicologia Positiva. No entanto, não existe um instrumento que avalie simultaneamente as suas facetas. Neste artigo apresentou-se o modelo de satisfação holística com a vida, bem como uma escala para avaliar este constructo. Num estudo anterior, foi realizada uma análise fatorial exploratória (AFE) da Escala da Satisfação Holística com a Vida (ESHV), tendo os resultados correspondido ao esperado. No presente estudo, foi efetuada uma análise fatorial confirmatória (AFC) da ESHV, sendo utilizada uma amostra de 708 profissionais. Os resultados expressam um modelo de seis fatores, em linha com o modelo teórico proposto e os resultados obtidos na AFE. Esta escala avalia, não apenas a satisfação com a vida de uma forma geral, mas também vários aspetos relevantes para a satisfação pessoal: trabalho, relações sociais, vida privada/familiar, lazer e sono.

Palavras-chave: Análise Fatorial Confirmatória, Psicologia Positiva, Satisfação com a Vida, Validação de Escala.

Introdução

A satisfação com a vida é um importante constructo da Psicologia Positiva (Gilman & Huebner 2003), chegando a ser considerada como equivalente à felicidade (Prasoon & Chaturvedi, 2016).

Para avaliação da satisfação com a vida, Diener et al. (1985) criaram a “*Satisfaction with Life Scale*” (SWLS), apresentando uma estrutura unidimensional com cinco itens. Este continua a ser o instrumento mais usado a nível internacional para avaliar este conceito (Prasoon & Chaturvedi, 2016), inclusive em Portugal (Reppold et al., 2019).

No entanto, são várias as dimensões da vida do sujeito que contribuem para a sua satisfação, havendo instrumentos de avaliação específicos para algumas das suas dimensões, como seja a satisfação com a vida profissional (Lima et al., 1995). Assim, um dos problemas identificados neste âmbito diz respeito a apenas haver instrumentos que avaliam a satisfação com a vida de forma global, ou então instrumentos que a avaliam em relação a domínios específicos da sua vida, sendo cada dimensão avaliada por um instrumento diferente (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico [OCDE], 2013). Parece necessário criar um instrumento que avalie a satisfação do sujeito em relação às várias dimensões da sua vida e que contribuem para a sua satisfação global, permitindo compreender como se relacionam essas dimensões no contributo para a satisfação do sujeito com a sua vida.

Em relação às dimensões consideradas importantes na vida do sujeito, há várias perspetivas e formas de avaliação. Tendo em conta as dimensões que vários autores têm distinguido como importantes na vida de um sujeito adulto, propõe-se um modelo teórico em que se distinguem algumas dimensões, mas com base na forma como o tempo da vida do sujeito é geralmente organizado. Assim, distinguimos o sono, visto que um sujeito adulto passa cerca de um terço da sua vida a dormir, o trabalho, visto o sujeito ocupar muito tempo a exercer uma atividade profissional, para lá do tempo dedicado à família ou à vida privada, bem como as relações sociais e o lazer, onde o sujeito também passa muito do seu tempo. Tendo em conta a abordagem global deste modelo, este foi designado por Modelo da Satisfação Holística com a Vida (ver Figura 1).

Para avaliar este modelo formulou-se um instrumento designado como Escala de Satisfação Holística com a Vida (ESHV), em que cada uma das dimensões supracitadas é avaliada através de quatro itens formulados de forma equivalente, para permitir a comparação dos resultados obtidos em cada dimensão, pois a avaliação é feita com o mesmo nível de especificidade. Num estudo anterior, após ter sido analisada a compreensão e clareza dos itens com recurso a uma amostra de 12 sujeitos adultos, foi realizada uma análise de fatorial exploratória (AFE) com 276 participantes, que desempenhavam diversas atividades

profissionais (Jesus et al., 2021). Os resultados revelaram o potencial do modelo teórico proposto e a adequação da ESHV para avaliar a satisfação holística com a vida. No entanto, falta realizar a análise fatorial confirmatória (AFC) para validar o Modelo da Satisfação Holística com a Vida e o instrumento a ele associado, a ESHV.

Figura 1: Modelo da Satisfação Holística com a Vida



Método

Participantes e procedimentos

Este estudo incluiu uma amostra de 708 indivíduos, tendo sido obtidos dados sociodemográficos relativos ao sexo, idade, situação laboral e nível de educação. Os potenciais respondentes eram informados sobre os objetivos da investigação e aspetos relativos ao anonimato e confidencialidade.

Instrumento

Escala de Satisfação Holística com a Vida (ESHV)

É uma escala do tipo *Likert*, com uma escala de resposta de seis pontos (*1=discordo totalmente a 6=concordo totalmente*), constituída por vinte e quatro itens que avaliam a satisfação do sujeito em relação a várias dimensões da sua vida: lazer, relações sociais, vida privada ou familiar, sono e vida profissional, para além da satisfação com a vida como um todo. Cada conjunto de quatro itens avalia uma destas dimensões.

Resultados

Antes de se efetuar a AFC, testou-se o pressuposto de distribuição normal multivariada. Após a verificação deste pressuposto, foi avaliada a qualidade do ajustamento do modelo composto por seis fatores.

Deste modo, foram adotados os seguintes índices de ajustamento: (a) teste de qui-quadrado de bondade do ajustamento (χ^2); (b) *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA); (c) intervalo de confiança de 95% para o índice RMSEA; (d) *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR); (e) *Comparative Fit Index* (CFI); e (f) quociente entre o teste qui-quadrado de bondade de ajustamento e os graus de liberdade (χ^2/gf) (Marôco, 2021).

Além da avaliação da qualidade do ajustamento do modelo, foi igualmente testada a validade, nomeadamente a validade fatorial e a validade convergente. A validade fatorial diz respeito às cargas fatoriais padronizadas dos indicadores (i.e., itens), devendo registar-se valores iguais ou superiores a .50 para que exista evidência deste tipo de validade (Marôco, 2021). Quanto à validade convergente, esta foi testada com recurso ao coeficiente *Average Variance Extracted* (AVE), devendo obter-se valores iguais ou superiores a .50 para que se possa concluir pela existência deste tipo de validade (Bagozzi & Yi, 1988). Por fim, foi aferida a fidelidade, sendo empregues dois coeficientes, alfa de Cronbach (α) e *Composite Reliability* (CR).

O modelo proposto apresentou um bom ajustamento ($\chi^2=1039,538$, $gf=210$, $p<.05$, $\chi^2/gf=4.95$, RMSEA=.075, SRMR=.0503, CFI=.954, TLI=.94), pois, para o modelo composto por seis fatores, foram respeitados os valores de corte definidos pela literatura para os diferentes índices de ajustamento considerados (ver Tabela 1). Os resultados relativos à validade

fatorial, validade convergente e fidelidade da Escala de Satisfação com a Vida são apresentados na Tabela 2.

Tabela 1

Índices de Ajustamento para as Soluções Fatoriais Propostas

Estruturas fatoriais	χ^2	gl.	p	$\chi^2/$ gl	RMSEA	RMSEA95%IC	SRMR	CFI	TLI
Modelo 6 fatores	1039.538	210	.000	4.95	.075	[0.07-0.079]	.050	.954	.94

Nota. χ^2 =teste de qui-quadrado de bondade do ajustamento; gl=graus de liberdade; χ^2/df =quociente entre o teste de quadrado de bondade do ajustamento e os graus de liberdade; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; RMSEA95%IC=intervalo de confiança de 95% para o índice Root Mean Square Error of Approximation; SRMR=Standardized Root Mean Square Residual; CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker-Lewis Index.

Tabela 2

Validade Fatorial, Validade Convergente e Fidelidade da ESHV

Dimensões e itens da Escala de Satisfação Holística com a Vida	Cargas fatoriais padronizadas*	Alfa	CR	AVE
Fator 1		.949	.948	.820
Item 13	.890			
Item 14	.953			
Item 15	.901			
Item 16	.878			
Fator 2		.889	.906	.706
Item 1	.888			
Item 2	.834			
Item 3	.817			
Item 4	.822			
Fator 3		.930	.933	.775
Item 9	.893			
Item 10	.879			
Item 11	.896			
Item 12	.855			
Fator 4		.917	.911	.720
Item 21	.844			
Item 22	.762			
Item 23	.897			
Item 24	.886			
Fator 5		.940	.935	.782
Item 17	.911			
Item 18	.878			
Item 19	.901			
Item 20	.846			
Fator 6		.889	.888	.664
Item 5	.812			
Item 6	.777			
Item 7	.831			
Item 8	.840			

Nota. * $p < .05$; Alfa=Coeficiente alfa de Cronbach; CR= Coeficiente Composite Reliability; AVE=Average Variance Extracted.

Com esta solução de seis fatores, verifica-se que as cargas fatoriais dos itens nos respectivos fatores são, na sua maioria, superiores a .80, sendo a mais baixa de .762 e a mais elevada de .953. Quanto à validade convergente, os valores alcançados foram superiores ao valor de corte definido pela literatura, .50, oscilando entre .664 e .820.

Por seu turno, os valores da consistência interna, aferidos através dos coeficientes alfa de Cronbach e CR, atingiram resultados superiores em .70, variando entre .888 e .949. Assim, o modelo proposto apresenta 24 itens divididos por seis fatores, F1 (família ou vida privada), F2 (satisfação global), F3 (relações sociais), F4 (trabalho), F5 (sono) e F6 (lazer).

Discussão

A distribuição dos itens pelos seis fatores corresponde ao esperado do ponto de vista teórico. Na AFC todos os itens saturam no respetivo fator, com cargas fatoriais superiores ao valor de corte definido pela literatura (.50). Recorrendo à classificação de Comrey e Lee (1992), pode-se afirmar que as cargas fatoriais padronizadas obtidas neste estudo podem ser classificadas como excelentes. Os resultados obtidos também indicaram a existência de validade convergente, uma vez que os valores obtidos foram superiores a .50 (Bagozzi & Yi, 1988). Relativamente à consistência interna, os valores alcançados oscilaram entre o muito bom e o excelente, de acordo com a proposta de Sharma (1996).

Conforme sustentado por Pérez e Alvarado (2022), a AFC é uma ferramenta importante de avaliação psicométrica, que permite aprofundar a ligação entre o modelo teórico e psicométrico. Com base nos resultados obtidos nas análises estatísticas realizadas, pode-se afirmar que ESHV preenche os critérios psicométricos para poder ser usada como instrumento para avaliar a satisfação do sujeito com a sua vida em geral e também em relação às dimensões específicas consideradas (trabalho, relações sociais, família ou vida privada, lazer e período de sono).

Neste estudo verificou-se que a satisfação com o tempo passado em atividades de lazer é o que mais se relaciona com a satisfação global com a vida, o que coincide com o verificado noutros estudos realizados com amostras de países ocidentais (Diego-Rosell et al., 2018). Por seu turno, a pontuação das mulheres inquiridas foi mais alta do que a dos homens em todas as dimensões da satisfação com a vida, o que também coincide com os resultados obtidos noutros estudos (Capone et al., 2021).

A satisfação com as relações sociais é a que mais se relaciona com a pontuação total da escala, sendo a dimensão em que se verificam médias mais elevadas, nomeadamente por parte das mulheres. Estes resultados correspondem ao verificado no estudo de Resende et al. (2006) e no estudo longitudinal de Waldinger & Schulz (2023), em que se concluiu pelo papel imprescindível das relações sociais para a satisfação com a vida pelo sujeito, podendo inclusivamente contribuir para explicar a sua longevidade.

No plano teórico, foi validado o Modelo da Satisfação Holística com a Vida, em que são distinguidas várias dimensões com base na forma como o tempo da vida do sujeito é em geral organizado, sendo todas elas relevantes para a satisfação global do sujeito com a sua vida.

Este modelo encontra correspondência nos tempos distinguidos para a agenda diária de um sujeito adulto proposta por Ribeiro et al. (2021), com base nos trabalhos de Larson et al. (2001) e de Sarriera et al. (2007), em que são distinguidos os tempos de sono, trabalho, atividade física ou lazer, relações sociais e refeições. Apenas esta última não tem uma equivalência direta no modelo que propomos.

Em síntese, após terem sido obtidos resultados promissores no estudo anterior em que foi realizada a AFE da ESHV (Jesus et al., 2021), a presente investigação veio confirmar o modelo teórico que distingue entre as principais dimensões da vida em que o sujeito ocupa o seu tempo, revelando-se todas importantes para a satisfação global com a vida.

Futuras investigações devem procurar replicar o presente estudo, de modo a confirmar-se a estrutura fatorial obtida. Além disso, a investigação futura deve testar a validade discriminante da ESHV. Ademais, pode-se procurar validar este instrumento para outras culturas e observar se existem variações interculturais quanto às dimensões da satisfação com a vida.

Referências

- Bagozzi, R., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74-94. <https://doi.org/10.1007/BF02723327>
- Capone, V., Joshanloo, M., & Scheifinger, H. (2021). Predictors of life satisfaction in a large representative sample from Italy. *Current Psychology*, 40(7), 3609-3627. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00305-x>

- Comrey, A., & Lee, H. (1992). *A first course in factor analysis* (2.^a ed.). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Diego-Rosell, P., Tortora, R., & Bird, J. (2018). International determinants of subjective well-being: Living in a subjectively material world. *Journal of Happiness Studies*, 19(1), 123-143. <https://doi.org/10.1007/S10902-016-9812-3>
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. J., & Griffin. S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75. <https://doi.org/10.1207/s15327752jpa490113>
- Gilman, R., & Huebner, E. S. (2003). A review of life satisfaction research with children and adolescents. *School Psychology Quarterly*, 18(2) 192-205. <https://doi.org/10.1521/scpq.18.2.192.21858>
- Jesus, S. N., Iacob, V., Viseu, J., & Alves, M. (2021). *Holistic Satisfaction in Life. Conceptualisation and evaluation*. In M. Milcu, M. Stevens, S. N. Jesus, I. Testoni, & M. G. Matos (Eds.), *The psychology of pandemics: new trends and prospects* (pp.76-87). Editura Universitară. <https://doi.org/10.5682/9786062813871>
- Larson, R. W., Richards, M. H., Sims, B., & Dworkin, J. (2001). How urban African American young adolescents spend their time: Time budgets for location, activities, and companionship. *American Journal of Community Psychology*, 29(4), 565-597. <https://doi.org/10.1023/A:1010422017731>
- Lima, M. L., Vala, J., & Monteiro, M. B. (1995). A satisfação organizacional. In J. Vala, M. B. Monteiro, L. Lima, & A. Caetano. *Psicologia social das organizações: Estudos em empresas portuguesas* (2.^a ed.) (pp. 101-122). Celta Editora.
- Marôco, J. (2021). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações* (3.^a ed.). ReportNumber.
- OCDE (2013). *Guidelines on measuring subjective well-being*. OECD publishing.
- Pérez, D. O., & Alvarado, J. M. (2022). Contribución de los Modelos Factoriales Confirmatorios a la Evaluación de Estructura Interna desde la Perspectiva de la Validez. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico Y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 66(5), 5-22. <https://doi.org/10.21865/ridep66.5.01>
- Prasoon, R., & Chaturvedi, K. R. (2016). Life satisfaction: A literature review. *The Researcher International Journal of Management Humanities and Social Sciences*, 1(2), 25-32.
- Reppold, C., Kaiser, V., Zanon, C., Hutz, C., Casanova, J. R., & Almeida, L. S. (2019). Escala de Satisfação com a Vida: Evidências de validade e precisão junto de universitários portugueses. *Revista de Estudos e Investigación En Psicología y Educación*, 6(1), 15–23. <https://doi.org/10.17979/reipe.2019.6.1.4617>
- Resende, M. C., Bones, V. M., Souza, I. S., & Guimarães, N. K., (2006). Rede de relações sociais e satisfação com a vida de adultos e idosos. *Psicologia para América Latina*, 5. http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-350X2006000100015&lng=pt&tlng=pt.
- Ribeiro, A. D., Budde, C., & Silva, N. (2021). A felicidade em trabalhadores com longevidade saudável. In M. H. Antunes, S. M. Boehs, & A. B. Costa, *Trabalho, maturidade e aposentadoria* (pp. 101-118). São Paulo: Editora Vetor.
- Sarriera, J. C., Tatim, D. C., Coelho, R., & Bücken, J. (2007). Uso do tempo livre por adolescentes de classe popular. *Psicologia-Reflexão e Crítica*. 20(3), 361-367. <https://doi.org/10.1590/S0102-79722007000300003>
- Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*. John Wiley and Sons, Inc.
- Waldinger, R., & Schulz, M. (2023). *The Good Life: Lessons from the World's Longest Scientific Study of Happiness*. New York: Simon & Schuster

Validação portuguesa da versão reduzida da escala IAT (*Internet Addiction Test*) - versão pais e professores

Ivone Patrão^{1,2,3}, Inês Borges^{2,3,4}, Telma Anacleto⁵, Ana Moreira^{1,2}

¹APPsyCI - Applied Psychology Research Center Capabilities & Inclusion, Ispa – Instituto Universitário, Portugal, ²ISPA – Instituto Universitário, Portugal, ³Geração Cordão, Portugal, ⁴WJCR - William James Center for Research, Ispa – Instituto Universitário, Portugal, ⁵Agrupamento de Escolas São Gonçalo (Torres Vedras).

E-mails: ivone_patrao@ispa.pt; ines.reis.borges@gmail.com;
telmanacleto@hotmail.com; amoreira@ispa.pt

Resumo: Este estudo adaptou e avaliou uma versão reduzida da escala IAT (*Internet Addiction Test*), com preenchimento por parte de pais, professores e/ou outras figuras significativas na vida de crianças e jovens, em relação aos seus comportamentos online e risco de dependência *online*. Apresentam-se as qualidades psicométricas da versão reduzida – Screening IAT versão pais e professores, por forma a validar a sua utilização na detecção precoce da dependência *online*. A amostra total é composta por 359 participantes, sendo constituída por: pais (71%, a maioria (55%) mães), professores (7%) e outros/figuras significativas (22%), que responderam ao screening IAT para despiste da dependência *online* sobre os filhos e/ou alunos. Os jovens, têm uma média de idades de $\bar{x} = 12$ anos ($\sigma = 3.24$), com frequência do 1º ciclo (5.3%), 2º ciclo (34%), 3º ciclo (34.8%) e o ensino secundário (25.9%). Para a realização da análise factorial, a amostra total foi aleatoriamente dividida em duas amostras. Na primeira amostra extraíram-se 100 participantes e, na segunda, 259 participantes. Com a primeira amostra realizou-se uma análise factorial exploratória, na qual se verificou que a escala é composta por um único fator (unidimensional), com um KMO no valor de 0.86, e com uma consistência interna no valor de 0.86. Na posterior análise factorial confirmatória, realizada com a amostra de 259 participantes, os índices de ajustamento obtidos revelaram-se adequados ($\chi^2/g.l. = 2.35$; GFI = 0.98; CFI = 0.98; TLI = 0.96; RMSEA = 0.072; SRMR = 0.048). Apresenta ainda uma boa fiabilidade de constructo no valor de 0.86 e uma validade discriminante no valor 0.48. Estes resultados indicam que esta versão reduzida do IAT pode ser aplicada em investigação e em contexto clínico e escolar, de forma a contribuir para uma avaliação tripartida do risco de dependência *online*, não só junto do jovem, como é habitualmente realizado, mas também pela avaliação da percepção dos professores e dos pais.

Palavras-chave: *Internet Addiction Test*; Versão Reduzida; Análise Factorial; Pais; Professores

Introdução

Nas últimas décadas tem-se verificado um aumento da utilização da *Internet*, tanto a nível mundial, como também nacional. Em Janeiro de 2023, a nível global haviam mais de 5.6 bilhões de utilizadores *online* (*Internet World Stats*, 2023). Em 2002, a nível nacional, 15.1% dos agregados domésticos portugueses tinham ligação à *Internet*. Passados 10 anos, em 2022 verifica-se uma percentagem de 88.2% de agregados familiares nacionais com ligação à *Internet* em casa, ou seja, uma subida de 73.1% (Pordata, 2022)

Neste sentido, também a investigação em torno a dependência *online* tem aumentado muito nos últimos anos, sendo que esta tem sido verificada em diferentes estratos sociais, graus de formação académica e, de um modo geral, em todas as idades, ainda que mais saliente em jovens e jovens adultos (Saraiva & Cerejeira, 2016).

Têm sido vários os autores a definir este constructo. A dependência *online* é definida por Griffiths (1995), como uma adição do comportamento que inclui um perfil com as seguintes características: mudanças de humor, isolamento social, pouca tolerância à

frustração, dificuldade na gestão de emoções, entre outros fatores. Para Young (1998) a dependência *online* caracteriza-se como uma perturbação relativa à dificuldade no controlo dos impulsos para a adição, que não inclui a ingestão ou utilização de substâncias tóxicas.

Paralelamente, têm sido também verificadas as várias vantagens da utilização da *Internet* (e.g., comunicação com pessoas de várias partes do mundo; rápida pesquisa e acesso a informação; utilização de plataformas digitais para promoção de negócios *online*, etc.). Por outro lado, as principais desvantagens referidas na investigação são: desempenho académico comprometido; redução da prática de atividade física; aumento dos níveis de stress e sintomatologia depressiva (Eijnden, 2008), entre outros.

Assim, apesar das suas várias definições, existe consenso na literatura sobre os critérios da dependência *online*, que são espelhados nos instrumentos para medir este fenómeno. O IAT (*Internet Addiction Test*) é o instrumento mais utilizado e validado para vários países, inclusive para Portugal, com boas qualidades psicométricas (Pontes, Patrão & Griffiths, 2014). Foi inicialmente desenvolvido por Young (1998), que adaptou os critérios presentes no Manual de Diagnóstico e Estatística das Perturbações Mentais IV para diagnóstico do Jogo Patológico.

Na avaliação do risco de dependência *online* é essencial uma visão tripartida, que engloba a percepção do jovem, dos pais e dos professores. Os adultos de referência dos jovens (pais/figuras significativas, professores e profissionais de saúde), que os acompanham regularmente, podem também fazer uma leitura das manifestações desta dependência.

Na presente investigação pretende-se realizar a construção e validação de uma versão reduzida da escala, de forma a verificar se a estrutura encontrada será adequada para a deteção do risco de dependência *online* dos jovens, por parte dos adultos de referência. Pretende-se assim explorar a estrutura fatorial, utilizando a análise paralela como um dos critérios de retenção de fatores, e ainda confirmar a estrutura fatorial obtida.

O principal objetivo é adaptar uma versão reduzida do IAT (Screening IAT - versão pais e professores), examinar a sua estrutura fatorial através de análises fatoriais exploratórias e confirmatórias, com avaliação das suas propriedades psicométricas (fiabilidade e validade) numa amostra portuguesa de pais, professores e/ou outros (figuras significativas).

Método

Amostra

A amostra total é constituída por 359 participantes, 55% são mães, 16% são pais, 7% são professores e 22% são outros/figuras significativas para o jovem.

Relativamente aos jovens, a sua média de idades é de 12 anos ($\sigma=3.24$). Quanto ao nível de escolaridade dos jovens: 5.3% pertenciam ao 1º ciclo, 34% ao 2º ciclo, 34.8% ao 3º ciclo e 259% ao ensino secundário.

Instrumento

O IAT - Screening IAT - versão pais e professores - nesta sua versão reduzida e adaptada, avalia o risco de dependência *online* dos jovens, através da percepção dos adultos de referência, nomeadamente pais, professores e figuras significativas. Esta versão reduzida é constituída por 7 itens, com uma escala de resposta do tipo *likert* com 6 opções de resposta (cotadas de 0 a 5): “não aplicável”, “raramente”, “ocasionalmente”, “frequentemente”, “muitas vezes” e “sempre”. A pontuação total é calculada somando a pontuação de cada item, de forma que, quanto maior é a pontuação global, maior será o risco de dependência. A pontuação varia de 0 a 35 pontos, sendo que: 0-14 (Risco Baixo); 15-24 (Risco Moderado); 25-35 (Risco Elevado).

Procedimento

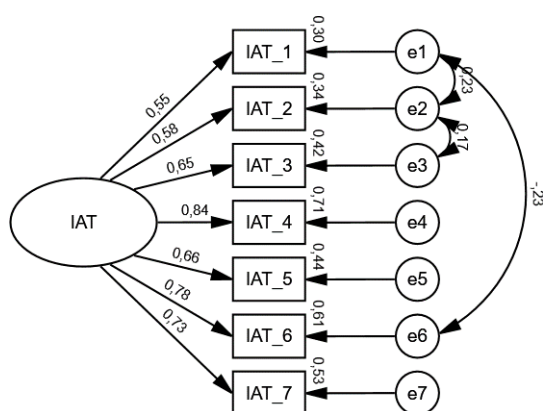
Para a realização da análise fatorial, a amostra total foi aleatoriamente dividida em duas amostras. A primeira amostra utilizada na análise fatorial exploratória da versão reduzida do IAT é constituída por 100 participantes. Já a segunda amostra utilizada na análise fatorial confirmatória e no estudo das propriedades psicométricas do IAT, foi constituída por 259 participantes.

Resultados

Com a primeira amostra do estudo (100 participantes) realizou-se uma análise fatorial exploratória. Através da análise fatorial exploratória inicial, verificou-se que a escala é composta por um único fator (unidimensional), com um KMO no valor de 0.86. Apresenta também uma consistência interna no valor de 0.86.

Na posterior análise fatorial confirmatória, realizada com a amostra de 259 participantes, os índices de ajustamento obtidos revelaram-se adequados ($\chi^2/gf = 2.35$; GFI = 0.98; CFI = 0.98; TLI = 0.96; RMSEA = 0.072; SRMR = 0.048). Apresenta ainda uma boa fiabilidade de constructo no valor de 0.86 e uma validade discriminante no valor 0.48.

Figura 1. Análise Factorial Confirmatória



Discussão

A dependência *online* configura-se como um problema emergente, que muito tem preocupado não só a comunidade científica, como também a comunidade em geral (e.g., profissionais de saúde, pais, professores).

Perante os resultados apresentados, que indicam boas qualidades psicométricas, verifica-se que esta versão reduzida do IAT (Screening IAT - versão pais e professores) poderá ser aplicada numa avaliação do risco da dependência *online* inicial, concomitantemente com a avaliação realizada ao jovem (Patrão et al., in press). Assim, se prefigura uma avaliação tripartida (jovem, pais e professores) do risco de dependência *online*.

Em estudos futuros será importante a validação de uma versão reduzida do risco de dependência *online* em crianças, uma vez que a idade que estas iniciam o acesso e uso das tecnologias e da *internet* é cada vez mais precoce, e como tal será importante realizar-se uma avaliação do contexto familiar, escolar e das características da criança.

Referências bibliográficas

- Fundação Francisco Manuel dos Santos (2022). *Agregados domésticos privados com computador, com ligação à Internet e com ligação à Internet através de banda larga (%)*. PORDATA.
[https://www.pordata.pt/portugal/agregados+domesticos+privados+com+computador++com+ligacao+a+internet+e+com+ligacao+a+internet+atraves+de+banda+larga+\(percentagem\)-1158-9361](https://www.pordata.pt/portugal/agregados+domesticos+privados+com+computador++com+ligacao+a+internet+e+com+ligacao+a+internet+atraves+de+banda+larga+(percentagem)-1158-9361)
- Griffiths, M. D. (1995). Technological Addictions. *Clinical Psychology Forum*, 76, 14-19.
- Internet World Stats (2023). *World internet usage and population statistics 2023-year estimates*. Internet World Stats. <https://www.internetworldstats.com/stats.htm>
- Patrão, I., Sobral, P., Borges, I., Moreira, A. (in press). Portuguese validation of the IAT (Internet Addiction Test) – youth short version. *Social Sciences*.
- Pontes, H. M., Patrão, I. M., & Griffiths, M. D. (2014). Portuguese validation of the Internet Addiction Test: An empirical study. *Journal of behavioral addictions*, 3(2), 107–114. <https://doi.org/10.1556/JBA.3.2014.2.4>
- Saraiva, C.B. & Cerejeira J. *Psiquiatria Fundamental*. Lidel; 2016. 349–351.
- van den Eijnden, R. J., Meerkerk, G. J., Vermulst, A. A., Spijkerman, R., & Engels, R. C. (2008). Online communication, compulsive Internet use, and psychosocial well-being among adolescents: a longitudinal study. *Developmental psychology*, 44(3), 655–665. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.44.3.655>
- Young, K. S. (1998). Internet Addiction: The Emergence of a New Clinical Disorder. *CyberPsychology & Behavior*, 1, 237-244.
<http://dx.doi.org/10.1089/cpb.1998.1.237>

Validação portuguesa do IGDT-10 (Internet Gaming Disorder Test) em jovens

Ivone Patrão^{1,2,3}, Bruna Lucas^{1,3}, Margarida Ribeiro^{1,3}

¹Ispa – Instituto Universitário, Portugal, ²APPsyCI - Applied Psychology Research Center Capabilities & Inclusion, ³Geração Cordão, Portugal

ivone_patrao@ispa.pt; bu.lucas@hotmail.com; margaridagr@gmail.com

Resumo

O uso e acesso à tecnologia e à internet tem crescido exponencialmente ao longo dos últimos anos, com vantagens e riscos para a saúde mental ao longo do ciclo de vida. A dependência do jogo *online* tem vindo a ser alvo de várias investigações o que permitiu também a sua integração no DSM com critérios definidos, ainda que colocando como uma área em estudo. O objetivo principal deste estudo é a validação do IGDT-10 (*Internet Gaming Disorder Test*) numa amostra de jovens portugueses. Para tal, aplicou-se o IGDT-10 numa amostra de jovens com idade superior a 12 anos e com acesso a dispositivos eletrónicos. Foram avaliadas as qualidades psicométricas do instrumento. O procedimento incluiu uma análise fatorial confirmatória, a validade convergente e a fiabilidade do constructo. Os resultados indicam que o instrumento tem boas qualidades psicométricas e que, desta forma, pode ser aplicado em investigação e em contexto clínico, de forma a contribuir para uma avaliação do risco de dependência do jogo *online* em jovens.

Palavras-chave: Jogo *Online*; *Internet Gaming Disorder Test*; Análise Fatorial; Jovens

Introdução

O jogo *online* é uma indústria que cresceu exponencialmente. Os jovens são incentivados a jogar para socializar, relaxar e pelo desafio. Embora existam muitos benefícios associados, tais como, promover o trabalho em grupo ou melhorar capacidades cognitivas como a memória, este começou a ter implicações clinicamente significativas nos jovens, uma vez que em conjunto com outros fatores poderá estar associado à dependência *online* (King et al., 2020).

A *International Classification of Diseases* (2023) e a *American Psychiatric Association* (2014) incluíram uma nova patologia, denominada por Perturbação do Jogo *Online*. De acordo com a mesma, esta caracteriza-se por ser um uso recorrente e excessivo da internet com o envolvimento em jogos, levando a que o indivíduo fique prejudicado ou em sofrimento, se tiver 5 (ou mais) dos critérios seguintes, num período temporal de 1 ano: 1) o jogo como a principal atividade diária, existindo uma constante preocupação com o mesmo, 2) sintomas de abstinência quando o jogo é de alguma forma retirado, 3) baixa tolerância e uma necessidade de passar cada vez mais tempo envolvido no jogo, 4) consecutivas tentativas que falham em controlar a participação do jogo, 5) perda de interesse nos passatempos que eram de interesse anterior, 6) uso continuado apesar da existência de problemas psicossociais, 7) os membros da família, amigos, terapeutas ou outros, são enganados em relação à quantidade de tempo despendido no jogo, 8) o jogo é o meio que estes indivíduos utilizam para aliviar ou evitar o seu humor negativo, 9) coloca em risco algum relacionamento significativo ou o emprego, devido ao jogo. A investigação indica que a incidência da perturbação de jogo *online* é mais elevada em jovens entre os 12 e 20 anos nos países asiáticos (*American Psychiatric Association*, 2014). Mihara & Higuchi (2017) numa revisão sistemática sobre prevalência do perturbação do jogo *online* entre 57 países concluíram que a prevalência variou entre 0.7% e 27.5%, sendo mais incidente no sexo masculino. Já nacionalmente, num estudo com 1814 jovens, 29.8% dos participantes com 15-18 anos joga *online* todos os dias e 35.9% entre os 19-22 anos joga *online* todos os dias (Amaral et al., 2017).

A avaliação da dependência do jogo *online* é bastante relevante para a intervenção, por permitir uma resposta mais adequada às necessidades. Kim et al., (2022) realizaram uma revisão da literatura dos instrumentos mais utilizados nesta área

e analisaram as características psicométricas das escalas, nomeando os seguintes instrumentos como os mais utilizados: Escala de Distúrbios de Jogos na Internet-9 itens (IGD-9), Escala de Dependência de Jogos (GÁS-7), Escala de dependência de Internet e Computadores - Jogos (AICA-S) e o *Internet Gaming Disorder Test* (IGDT-10). O IGDT-10 tem sido um dos testes mais utilizado, validado para vários idiomas, baseado nos 9 critérios do DSM-5 e com boas qualidades psicométricas (Kim et al., 2022).

Método

Participantes

O presente estudo contou com uma amostra de 170 jovens, com idades compreendidas entre os 12 e 25 anos ($M= 20.9$; $DP=1.8$). 61.2% são do género masculino, 72.9% têm o ensino universitário. 58.9% da amostra começou a utilizar a internet com 11 anos, 28.8% da amostra utiliza a Internet para lazer mais de 8h por dia, durante o período da semana (segunda a sexta). A totalidade da amostra joga *online*, sendo que 94.4% joga individualmente, 93.5% joga com amigos, 23.1% com família, e 36.8% com jogadores que conhece *online*. 8,8% dos participantes realiza apostas a dinheiro *online*. 5.29% da amostra revelou ter dependência do jogo *online*. Quanto à dependência online generalizada, 60% apresentou um risco baixo, 38.24% apresentou um risco moderado e 1.76% apresentou um risco elevado.

Instrumentos

Os participantes responderam ao seguinte protocolo: a) Questionário sociodemográfico (e.g. género, idade, nível de escolaridade); b) Questionário de uso e acesso à Internet (Patrão et al., 2015) (e.g. avalia os hábitos de acesso e utilização da internet, nomeadamente se joga *online*, com quem joga *online*, se existem apostas de dinheiro no jogo); c) *Internet Gaming Disorder Test* (IGDT-10; Király et al., 2017) (avalia o nível de Perturbação de jogo *online*; tem uma escala de resposta Likert de 3 pontos, que vai desde “nunca=0”, “às vezes=1” “frequentemente=2”; a cotação é feita pelo somatório das respostas. No estudo de Resende (2020), com 88 estudantes, com idade média de 22 anos, foram obtidas boas qualidades psicométricas para o IGDT-10); d) IAT (*Internet Addiction Test*) versão reduzida para jovens (Patrão, Sobral, Borges, & Moreira, in press) (avalia a dependência *online*; tem 7 itens com uma escala de resposta Likert de 6 pontos, desde “não se aplica=0”, “raramente= 1”, “ocasionalmente=2”, “frequentemente=3”, “muitas vezes=4” e “sempre=5”; a cotação é feita pelo somatório das respostas. O estudo de validação de Patrão et al. (in press), com 3021 jovens, com média de idades de 15 anos, apresentou bons resultados psicométricos).

Procedimento

Inicialmente foi solicitado por *email* a autorização para a utilização das escalas. Seguidamente colocou-se o protocolo *online* e realizou-se a recolha de dados. O tratamento estatístico dos dados foi realizado no software SPSS e no AMOS.

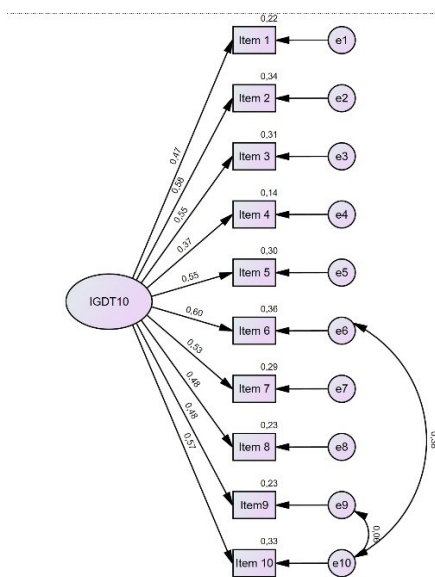
Resultados

Análise Fatorial Confirmatória

A Análise Fatorial Confirmatória da estrutura unifatorial do IGDT-10 revelou um ajustamento sofrível à matriz de variância-covariância dos 10 itens da escala ($CFI=0,890$; $TLI=0,858$; $RMSEA=0,078$; $SRMR=0.056$).

Tendo em conta que os itens 9 e 10 constituem o mesmo critério do DSM-V, os erros destes itens foram correlacionados. Para além disto, a análise dos índices de modificação sugeriu que os erros dos itens 6 e 10 deveriam ser correlacionados. Teoricamente, a correlação destes erros faz sentido, na medida em que ambos os itens estão relacionados com desempenho. Deste modo, os erros dos itens 6 e 10 e 9 e 10 foram correlacionados. Após estas alterações o modelo revelou um bom ajustamento ($CFI=0,938$; $TLI=0,915$; $RMSEA=0,060$; $SRMR=0.050$) (Figura 1).

Figura 1. Análise Factorial Confirmatória



Validade Convergente e Fiabilidade

Para avaliar a validade convergente estudou-se a associação entre os scores do IGDT-10 (Király et al., 2017) e do IAT- versão reduzida (Patrão et al., in press). As duas variáveis apresentaram uma correlação estatisticamente significativa e positiva ($r = .57$, $p < .001$), sugerindo evidências de validade convergente com o IAT- versão reduzida para jovens.

A consistência interna do IGDT-10 foi medida através do alfa de Cronbach, tendo revelado uma boa consistência interna ($\alpha = .78$).

Discussão

No mundo atual, são poucos os jovens que não têm acesso ao mundo digital. Com o imponente crescimento da realidade do jogo *online*, a preocupação com as suas consequências e o seu possível caráter viciante fazem com que a comunidade científica estude este fenómeno (King et al., 2020). O presente estudo teve como objetivo validar o IGDT-10 (Internet Gaming Disorder Test) numa amostra de jovens. Foi verificado que, correlacionados os erros, este revelou um ajustamento aceitável ($CFI=0.938$, $TLI=0.915$, $SRMR=0.04$, $RMSEA= 0.06$) pelo que poderá ser um instrumento útil no diagnóstico clínico da Perturbação do Jogo *Online*.

Para estudos futuros será relevante aplicar o IGDT a uma amostra com idades inferior a 18 anos, pois como os dados do presente estudo indicam, os jovens têm contacto com o mundo online, em média, a partir dos 11 anos.

Referências bibliográficas

- Amaral, I., Reis, B., Lopes, P., & Quintas, C. (2017). Práticas e consumos dos jovens portugueses em ambientes digitais.
- American Psychiatric Association. (2020). *Desk reference to the diagnostic criteria from DSM-5 by American psychiatric association 2013*. Independently Published.
- American Psychiatric Association. (2014). *DSM-5: Diagnostic and statistical manual of mental disorders*.
- International Classification of Diseases (ICD). (2023) Who.int. Retrieved May 13, 2023, from <https://www.who.int/classifications/classification-of-diseases>

- Kim, H. S., Son, G., Roh, E.-B., Ahn, W.-Y., Kim, J., Shin, S.-H., Chey, J., & Choi, K.-H. (2022). Prevalence of gaming disorder: A meta-analysis. *Addictive Behaviors*, 126(107183), 107183. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2021.107183>
- King, D. L., Chamberlain, S. R., Carragher, N., Billieux, J., Stein, D., Mueller, K., Potenza, M. N., Rumpf, H. J., Saunders, J., Starcevic, V., Demetrovics, Z., Brand, M., Lee, H. K., Spada, M., Lindenbergh, K., Wu, A. M. S., Lemenager, T., Pallesen, S., Achab, S., Delfabbro, P. H. (2020). Screening and assessment tools for gaming disorder: A comprehensive systematic review. *Clinical Psychology Review*, 77(101831), 101831. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101831>
- Király, O., Bőthe, B., Ramos-Díaz, J., Rahimi-Movaghar, A., Lukavska, K., Hrabec, O., ... & Demetrovics, Z. (2019). Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10): Measurement invariance and cross-cultural validation across seven language-based samples. *Psychology of Addictive Behaviors*, 33(1), 91.
- Mihara, S., & Higuchi, S. (2017). Cross-sectional and longitudinal epidemiological studies of Internet gaming disorder: A systematic review of the literature. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 71(7), 425–444. <https://doi.org/10.1111/pcn.12532>
- Resende, M. Â. L. (2020). *Hábitos de Jogar Videojogos e Validação do Ten-Item Internet Gaming Disorder Test* (Doctoral dissertation, Universidade do Minho (Portugal)).
- Patrão, I., Sobral, P., Borges, I., Moreira, A. (in press). Portuguese validation of the IAT (Internet Addiction Test) – youth short version. *Social Sciences*.
- Patrão, I., Machado, M., Fernandes, P. & Leal, I. (2015). *Jovens e Internet: Relação entre o bem-estar, isolamento social e funcionamento familiar*. In Mata, L., Peixoto, F., Morgado, J., Silva, J. & Monteiro, V. (org.), Atas do 13º Colóquio Internacional de Psicologia e Educação (pp. 241-249). Lisboa: ISPA-IU.
- Pontes, H., Patrão, I., Griffiths, M. (2014). Portuguese validation of the internet addiction test: An empirical study. *Journal of Behavioral Addictions*, 3 (2), 107-114. <https://doi.org/10.1556/JBA.3.2014.2.4>

Anexo (IGDT-10)

1. Quando não estavas a jogar, com que frequência fantasiaste sobre jogar, pensaste em sessões de videojogos anteriores e/ou antecipaste o próximo jogo?
2. Com que frequência te sentiste inquieto, irritável, ansioso e/ou triste quando não podias jogar ou jogavas menos que o habitual?
3. Nos últimos 12 meses alguma vez sentiste a necessidade de jogar mais frequentemente ou jogaste por períodos mais longos para sentires que jogaste o suficiente?
4. Nos últimos 12 meses alguma vez tentaste reduzir, sem sucesso, o tempo que passavas a jogar?
5. Alguma vez nos últimos 12 meses jogaste videojogos em vez de estares com os teus amigos ou participares em passatempos que gostavas previamente?
6. Alguma vez jogaste bastante apesar das consequências negativas (por exemplo, não dormir, não ter bom rendimento nos estudos ou no trabalho, discutir com a tua família e amigos e/ou negligenciar deveres importantes)?
7. Em algum momento, tentaste esconder da tua família, amigos e outras pessoas importantes, o tempo que passas a jogar ou mentiste-lhes em relação a jogares videojogos?
8. Jogaste para aliviar o teu humor negativo (por exemplo, desamparo, culpa e ansiedade)?
9. Colocaste em risco ou perdeste uma relação significativa por jogares videojogos?
10. Nos últimos 12 meses, alguma vez colocaste em risco a tua performance nos estudos ou no trabalho por causa de jogares videojogos?

Desenvolvimento da Versão Curta de 18 itens do Questionário de Regulação Emocional Cognitiva (CERQ-18 Versão Curta)

Soares, M. J.¹, Amaral, A. P.^{1,2}

¹ Instituto de Psicologia Médica, Faculdade de Medicina, Universidade de Coimbra, Portugal.

² Escola Superior de Tecnologia da Saúde, Instituto Politécnico de Coimbra, Coimbra, Portugal.

Autor para correspondência: msoares@fmed.uc.pt

Resumo

Introdução: A regulação emocional cognitiva (REC) desempenha um papel importante na adaptação à adversidade e é um processo transdiagnóstico, envolvido na gênese e manutenção de vários problemas de saúde mental. **Objetivos:** desenvolver uma versão curta do Questionário de Regulação Emocional Cognitiva (CERQ, Garnefski et al., 2001) e estudar a sua fidelidade e validade. **Metodologia:** 395 estudantes do ensino superior, com uma idade média±DP=20.21±4.91 anos (82% mulheres) completaram as versões portuguesas do CERQ-36 e do Perfil dos Estados de Humor (POMS). **Resultados:** o CERQ-18 Versão Curta compreende 18 itens (dois de cada subescala), selecionados através de sucessivas análises de fidelidade de cada subescala do CERQ-36 e exclusão de um item com o maior valor de "alfa se o item fosse eliminado". A consistência interna das subescalas do CERQ-18 (entre $\alpha=.712$ e $\alpha=.837$) foi comparável à do CERQ-36 (entre $\alpha=.701$ e $\alpha=.881$). A análise fatorial exploratória do CERQ-18, com rotação *varimax* dos fatores, indicou dois fatores (variância total explicada=46.71%; Fator/F1=27.53%; F2=19.18%). F1 foi a dimensão positiva de ordem superior da regulação emocional cognitiva (CERQ-Positiva/CERQ-P), incluindo os itens de colocar em perspetiva, refocalização positiva, aceitação, reavaliação positiva e planeamento. F2 incluiu os itens de ruminação, auto-culpabilização, culpabilização dos outros e catastrofização, sendo a dimensão negativa da regulação emocional cognitiva (CERQ-Negativo/CERQ-N). A consistência interna de F1 ($\alpha=.879$) e F2 ($\alpha=.801$) foi comparável à do CERQ-36 ($\alpha=.911$, $\alpha=.876$). A fidelidade teste-reteste de seis semanas das pontuações fatoriais e das subescalas do CERQ-18 (subamostra n=155) variou entre $r=.38$ e $r=.64$. As correlações do Afeto negativo e positivo (POMS) com F1, F2 e as subescalas de dois itens do CERQ-18 tiveram a valência esperada e magnitude similar às obtidas com o CERQ-36. **Discussão/Conclusão:** O CERQ-18 mantém a adequação psicométrica do CERQ-36. É um instrumento fidedigno e válido, útil para avaliar a REC nos estudantes universitários

Palavras-chave: Questionário de Regulação Emocional Cognitiva; CERQ-18 Versão Curta; Fidelidade; Validade; Estudantes Portugueses do Ensino Superior

Introdução

A regulação emocional (RE) é inerente à vida humana e consiste nos processos intrínsecos e extrínsecos que são responsáveis pela monitorização das reações emocionais, isto é, que influenciam a intensidade, a duração e a expressão das emoções nas situações da vida quotidiana (Gross, 1998, Garnefski & Kraaij, 2007). Torna-se particularmente crucial quando o indivíduo tem de lidar com situações de adversidade, geradoras de stresse.

A regulação emocional cognitiva (REC) consiste no conjunto de estratégias cognitivas que ajudam a pessoa a lidar com a estimulação emocional e a “manter o controlo sobre as suas emoções durante ou após a experiência de acontecimentos de vida ameaçadores ou geradores de stresse” (Garnefski & Kraaij, 2007, p. 141). Desempenha um papel importante na adaptação à adversidade e na saúde mental, sendo um processo transdiagnóstico envolvido na génese e manutenção de várias perturbações mentais, como, por exemplo, a perturbação depressiva, as de ansiedade e as do comportamento alimentar (Aldao et al., 2010; Aldao & Nolen-Hoeksema, 2010). A REC tem componentes negativas e positivas, que integram processos relacionados com resultados não adaptativos ou mais adaptativos, respetivamente. De uma forma muito replicada na literatura, a elevada utilização da REC não adaptativa/negativa tem um papel determinante na génese e manutenção de psicopatologia. Adicionalmente, pode ser observado um baixo uso das estratégias que são positivas (e.g., Garnefski et al., 2001; Garnefski & Kraaij, 2006a). O uso das estratégias de REC positivas torna as pessoas menos vulneráveis para a psicopatologia (Garnefski & Kraaij, 2006a).

O Questionário de Regulação Emocional Cognitiva (*Cognitive Emotion Regulation Questionnaire*, CERQ) é um questionário de auto-resposta, composto por 36 itens e que foi desenvolvido por Garnefski e colaboradores (2001) para avaliar a componente cognitiva consciente da regulação emocional. As nove estratégias cognitivas de regulação emocional utilizadas para lidar com as situações ameaçadoras ou geradoras de stresse são: a auto-culpabilização, a culpabilização dos outros, a ruminação, a catastrofização, colocar em perspetiva, a refocalização positiva, a reavaliação positiva; a refocalização no planeamento e a aceitação. As quatro primeiras estratégias de REC são não-adaptativas/negativas e as cinco últimas são mais adaptativas/positivas (Garnefski & Kraaij, 2006a) e correspondem aos dois fatores de segunda ordem avaliados pelo CERQ (Garnefski et al., 2001). A versão original (Garnefski et al., 2001) apresentou boas qualidades psicométricas.

O CERQ pode ser administrado a partir dos 12 anos de idade. Está adaptado para várias línguas e foi validado em diversas populações. Em Portugal, Castro et al. (2013) estudaram as suas qualidades psicométricas numa amostra de estudantes universitários (alfa de Cronbach/ α das subescalas: entre .70 e .89). A versão portuguesa avalia oito dimensões da REC, uma vez que os itens das dimensões do questionário original (Garnefski et al., 2001), refocalização no planeamento e reavaliação positiva, saturaram num só fator.

A investigação sobre a RE tem merecido a atenção crescente de diversas disciplinas. Devido à relação da REC com vários resultados de saúde, o CERQ é um instrumento de grande utilidade a nível da investigação, da prevenção e da intervenção clínica. Sendo um dos questionários mais vastamente usados para avaliar a REC em situações de stresse, pode ser útil desenvolver uma versão mais curta, que demore menos tempo a aplicar. Garnefski e Kraaij (2006b) desenvolveram uma versão curta do CERQ com 18 itens, que avalia as mesmas 9 dimensões originais. O objetivo do presente estudo foi desenvolver uma versão curta do CERQ (Garnefski et al., 2001) e estudar a sua fidelidade e validade.

Métodos

Amostra e Procedimentos

O projeto de investigação foi aprovado pela Comissão de Ética da Faculdade de Medicina da Universidade de Coimbra. Os participantes deram o seu consentimento informado, antes de participar no estudo. A amostra é constituída por 395 estudantes do

ensino superior (82% mulheres) com uma idade média±DP de 20.21±4.91 (Mín.-Máxi.=17-57); 96.4% solteiros; 91.6% com nacionalidade portuguesa. A maioria (99.5%) estava a frequentar os primeiros três anos de vários cursos. A subamostra que participou no estudo da estabilidade temporal da versão curta do CERQ é constituída por 155 elementos.

Instrumentos

A Versão Portuguesa do Questionário de Regulação Emocional Cognitiva (Cognitive Emotion Regulation Questionnaire, CERQ) (Castro et al., 2013; Garnefski et al., 2001) avalia a regulação emocional cognitiva e os seus 36 itens distribuem-se por oito subescalas:

(1) reavaliação positiva e planeamento, (2) refocalização positiva, (3) ruminação, (4) culpabilização dos outros, (5) colocar em perspetiva, (6) auto-culpabilização, (7) aceitação e (8) catastrofização. Os itens são respondidos numa escala de tipo *Likert* de 5 pontos, variando desde 1 (“Quase Nunca”) até 5 (“Quase Sempre”). Uma pontuação mais elevada na subescala indica níveis mais elevados da estratégia de REC avaliada. A dimensão adaptativa/positiva (CERQ-P) e a não adaptativa/negativa do CERQ-36 (CERQ-N) foram determinadas somando as pontuações dos itens das respetivas subescalas.

A Versão Portuguesa do Perfil dos Estados de Humor (Profile of Mood States, POMS) (Azevedo et al., 1991; McNair et al., 1971) é um questionário de auto-resposta, composto por 65 itens/adjetivos, que avaliam os estados transitórios de humor: depressão-rejeição, tensão-ansiedade, cólera-hostilidade, vigor-atividade, fadiga-inércia e confusão-desorientação. Neste estudo não foram aplicados os itens das dimensões fadiga-inércia e confusão-desorientação. O enquadramento temporal usado nas respostas aos itens foi o de um mês, pelo que as mesmas captam mais os traços afetivos do que os seus estados flutuantes. Os itens do POMS são respondidos numa escala de *Likert* de 5 pontos, que varia desde 0 (“De maneira nenhuma”) até 4 (“Muitíssimo”). Uma pontuação mais elevada indica níveis mais elevados da dimensão avaliada. A dimensão “afeto positivo” (AP) do POMS resultou da soma das pontuações dos itens da subescala vigor-atividade. A dimensão “afeto negativo” (AN) do POMS resultou da soma das pontuações dos itens das subescalas depressão-rejeição, tensão-ansiedade e cólera-hostilidade.

Análise estatística

Os dados foram analisados com o programa SPSS (versão 27, IBM, 1989, 2020).

Resultados

Seleção dos itens e Consistência Interna das Subescalas do CERQ-18

Os itens da versão curta foram selecionados através de sucessivas análises de fidelidade de cada subescala do CERQ-36 e exclusão de um item com o maior valor de “alfa se o item fosse eliminado”, até ficar com dois por cada subescala.

A fim de que a versão curta do CERQ avaliasse as mesmas nuances do constructo da REC das versões originais (Castro et al., 2013; Garnefski et al., 2001), realizamos esta análise considerando separadamente os itens da subescala reavaliação positiva e os da subescala refocalização no planeamento, que integravam a subescala reavaliação positiva e planeamento da versão portuguesa do CERQ-36 (Castro et al., 2013). Por conseguinte, a versão curta do CERQ ficou com 18 itens (CERQ-18 Versão Curta), sendo quatro os que compõem a subescala de reavaliação positiva e planeamento e dois os que integram as restantes.

Como se pode ver na Tabela 1, a consistência interna das subescalas do CERQ-18 foi boa/elevada, sendo comparável à do CERQ-36.

Tabela 1: Alfa de Cronbach (α) das subescalas do CERQ-18 e do CERQ-36

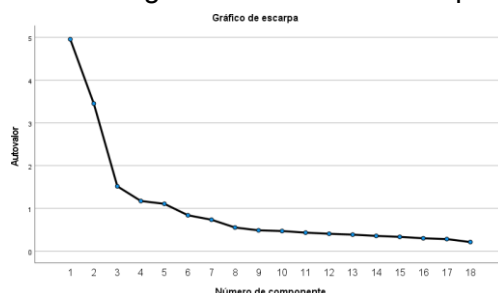
Subescalas	CERQ-18 (α)	CERQ-36 (α)	Subescalas	CERQ-18 (α)	CERQ-36 (α)
Ruminação	.712	.803	RPP	.837	.881
Culp-Outr	.775	.792	RfP	.798	.851
Auto-Culp	.780	.811	CP	.773	.778
Catastrofização	.740	.765	Aceitação	.734	.701

RPP: Reavaliação Positiva e Planeamento; RfP: Refocalização Positiva; Culp-Out: Culpabilização dos Outros; CP: Colocar em Perspetiva, Auto-Culp: Auto-Culpabilização

Validade de Construto do CERQ-18

O valor da medida de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de .82 e o teste de esfericidade de Barlett, que foi estatisticamente significativo ($p < .001$), indicaram a factoriabilidade da matriz de correlações. Foi realizada a análise fatorial exploratória, com extração dos fatores com o método de análise das componentes principais (considerando os *eigenvalues* superiores a 1) e a rotação *varimax* dos fatores com normalização de Kaiser. A análise das componentes principais mostrou cinco componentes com *eigenvalues* superiores a 1, que explicaram 67.81% da variância total (VT) do questionário. A análise do gráfico de escarpa mostrou uma quebra clara a partir da terceira componente e, por isso, decidimos reter 2 fatores (Figura 1). Estes explicaram 46.71% da VT do questionário (Fator 1/F1=27.53%; F2=19.18%)

Figura 1: Gráfico de escarpa



A rotação *varimax* dos fatores mostrou que todos os itens tinham pesos fatoriais $> .42$ nestes dois fatores. O F1 foi designado Regulação Emocional Cognitiva Positiva (CERQ-P) e incluiu todos os itens das dimensões adaptativas/positivas da regulação emocional cognitiva: colocar em perspetiva, refocalização positiva, aceitação e reavaliação positiva e planeamento. O F2 foi designado Regulação Emocional Cognitiva Negativa (CERQ-N), pois incluiu os itens das dimensões desadaptativas/negativas: ruminação, auto- culpabilização, culpabilização dos outros e catastrofização. A sua consistência interna foi elevada (α F1=.879; α F2=.801) e comparável à encontrada, nesta mesma amostra, para o CERQ-36 (α =.911, α =.876) (Tabela 2).

A correlação entre F1 e F2 do CERQ-18 não foi estatisticamente significativa ($r_s=.082$, $p=.103$). A média \pm DP da pontuação do F1 (CERQ-P) foi de 29.73 ± 7.12 (Mín- Máx=14-50) e a do F2 (CERQ-N) foi de 17.30 ± 4.62 (Mín.-Máx.=8-34).

Tabela 2: Matriz de componente rotativa (CERQ-18), Variância total explicada, Alfa de Cronbach

CERQ-18 Itens (Subescalas na Versão Portuguesa Original)	Pesos Fatoriais	
	F1	F2
33. Procuo os aspetos positivos da situação (1)	.816	-.117
24. Penso que a situação também tem o seu lado positivo (1)	.794	-.158
25. Penso que não tem sido tão mau em comparação com outras coisas (5)	.746	-.059
34. Digo a mim próprio/a que há coisas piores na vida (5)	.745	-.036
23. Penso sobre o modo como posso mudar a situação (1)	.741	.121
32. Penso sobre um plano do que é que posso fazer melhor (1)	.710	.159
31. Penso em experiências agradáveis (2)	.663	-.037
22. Penso em alguma coisa boa em vez do que aconteceu (2)	.647	.007
11. Penso que tenho de aceitar a situação (7)	.616	.155
2. Penso que tenho de aceitar que isto aconteceu (7)	.426	.178
35. Penso continuamente sobre quão horrível tem sido a situação (8)	-.129	.755
17. Fico a pensar como é terrível aquilo pelo que passei (8)	-.049	.703
12. Estou preocupado/a com o que penso e sinto sobre aquilo pelo que passei (3)	.147	.657
3. Penso frequentemente sobre o que sinto em relação aquilo porque passei (3)	.128	.636

1. Sinto que sou aquele/a que deve ser culpabilizado/a (6)	-.029	.633
10. Sinto que sou aquele/a que é responsável pelo que aconteceu (6)	-.034	.606
18. Sinto que os outros são responsáveis pelo que aconteceu (4)	.058	.576
9. Sinto que os outros são culpados pelo que aconteceu (4)	.065	.569
% Variância Total Explicada=46.71%	27.53%	19.18%
Alfa de Cronbach (α)=.821	.879	.801

F1: CERQ Positivo (CERQ-P); F2: CERQ Negativo (CERQ-N); Subescalas na Versão Portuguesa Original: (1) Reavaliação positiva e planeamento; (2) Refocalização positiva; (3) Ruminação; (4) Culpabilização dos outros; (5) Colocar em perspetiva; (6) Auto-culpabilização; (7) Aceitação; (8) Catastrofização.

Fidelidade teste-reteste do CERQ-18

A fidelidade teste-reteste das pontuações fatoriais e das subescalas do CERQ-18 com um intervalo de seis semanas, na subamostra de 155 estudantes, variou entre $r=.38$ (culpabilização dos outros) e $r=.64$ (CERQ-N). Para o CERQ-P foi $r=.63$ ($p<.01$, para todas).

Correlações das Pontuações das dimensões do POMS com as do CERQ-18 versus CERQ-36

As correlações das dimensões do POMS com F1, F2 e com as subescalas de dois itens do CERQ-18 tiveram a valência esperada e magnitude similar às obtidas com o CERQ-36. As exceções surgem a nível da relação das subescalas aceitação, ruminação e CERQ-P do CERQ-18 e CERQ-36 com algumas dimensões do afeto (Tabela 3).

Tabela 3: Correlações das pontuações das subescalas e dos Fatores do CERQ-18 e CERQ-36 com as dimensões da POMS

CERQ	POMS									
	Depressão/ Rejeição		Tensão/ Ansiedade		Cólera/ Hostilidade		AN		PA	
	CERQ 18	CERQ 36	CERQ 18	CERQ 36	CERQ 18	CERQ 36	CERQ 18	CERQ 36	CERQ 18	CERQ 36
RPP	-.17**	-.19**	-.18**	-.19**	-.13*	-.14**	-.18*	-.21**	.32**	.34**
RfP	-.10*	-.15**	-.13*	-.12*	-.09	-.10	-.14**	-.16**	.24**	.27**
CP	-.14**	-.14**	-.12*	-.12*	-.13*	-.10*	-.16**	-.16**	.25**	.26**
Aceitação	-.06	.12*	-.04	.09	.04	.16**	-.06	.11*	.22**	.16**
Ruminação	.42**	.46**	.42**	.44**	.36**	.38**	.46**	.48**	-.11*	-.08
Culp-Outr	.22**	.22**	.17**	.17**	.23**	.24**	.23**	.23**	.13**	.13*
Auto-Culp.	.36**	.37**	.24**	.26**	.25**	.28**	.31**	.33**	.01	.02
Catastr.	.47**	.45**	.44**	.38**	.36**	.35**	.52**	.43**	-.12*	-.11*
CERQ-P	-.16**	-.14**	-.16**	-.13*	-.11*	-.08	-.18**	-.16**	.34**	.34**
CERQ-N	.53**	.53**	.47**	.46**	.43**	.44**	.57**	.55**	-.07	-.04

* $p<.05$; ** $p<.01$; RP&PI - Reavaliação Positiva e Planeamento; RfP - Refocalização Positiva; CP: Colocar em Perspetiva; Culp-Outr: Culpabilização de Outros; Auto-Culp: Auto- Culpabilização; Catastr.: Catastrofização; AN: Afeto negativo; AP: Afeto Positivo

Discussão / Conclusões

Neste estudo desenvolvemos uma versão reduzida do CERQ, composta por 18 itens, distribuídos pelas 8 subescalas originais (Castro et al., 2013). Desta forma, o CERQ-18 manteve totalmente a dimensionalidade do constructo avaliado pelo CERQ-36, oferecendo a vantagem de ter menos itens e levar menos tempo a aplicar.

A análise fatorial exploratória indicou que o CERQ-18 avalia dois fatores que correspondem às dimensões positiva (CERQ-P) e negativa (CERQ-N) da REC. Tal não replica o encontrado por Garnefski e Kraaij (2006b) que, ao desenvolver a versão curto CERQ, de 18 itens, usando o procedimento aplicado no presente estudo para a seleção dos itens e a AFE para o estudo da validade de constructo, encontraram as nove dimensões originais. No entanto, os autores, num outro estudo (Garnefski et al, 2001) já tinham observado que as componentes CERQ-P e CERQ-N eram fatores de segunda ordem do CERQ-36. Os Fatores CERQ-N e CERQ-P do CERQ-18 apresentaram consistência interna elevada, que foi similar à do CERQ-36, analisada na presente amostra, o que é sugestivo de que a versão curta avalia o constructo REC de forma semelhante à versão longa. A consistência temporal das pontuações do CERQ-18 variou entre moderada e elevada.

A relação dos fatores e das subescalas do CERQ-18 com o afeto positivo (AP), com o afeto negativo (AN) e com as suas subescalas (POMS) foi na direção esperada, oferecendo evidência para a validade convergente/divergente da versão curta do questionário. Mais ainda, as associações do CERQ-P e do CERQ-N, da versão de 18 e de 36 itens, com as dimensões AP do AN e as subescalas do POMS tiveram uma valência e magnitude similar. Estes resultados indicam que o CERQ-18 e o CERQ-36 têm uma relação semelhante com os resultados de saúde psicológica avaliados. Realce-se ainda que as únicas exceções surgem a nível da relação das subescalas aceitação, ruminação e CERQ-P do CERQ-18 e do CERQ-36 com algumas dimensões do afeto. A ausência de associações significativas da subescala aceitação do CERQ-18 com as dimensões depressão-rejeição, cólera-hostilidade e AN, contrastam com as associações positivas encontradas com a subescala aceitação do CERQ-36. Desta forma, a subescala aceitação do CERQ-18 pode refletir mais um processo ativo de autoafirmação, que envolve o esforço de lidar com a situação adversa e a sua aceitação, enquanto a mesma subescala do CERQ-

36 pode indicar a aceitação passiva e resignada da experiência negativa (Garnefski & Kraaij, 2006a). As relações inversas da subescala ruminação do CERQ-18 com o AP e do fator CERQ-P do CERQ-18 com a cólera-hostilidade, contrastam com as associações estatisticamente não significativas, encontradas quando foi usado o CERQ-36. Estes resultados são sugestivos que a subescala ruminação e o fator CERQ-P do CERQ-18 são mais “puros” no que respeita aos constructos avaliados.

Uma das limitações do presente estudo consiste no facto da amostra ser uma amostra probabilística de ocasião, que inclui somente estudantes do ensino superior, o que limita a generalização dos seus resultados a outras populações.

Concluindo, o CERQ-18 mantém a adequação psicométrica do CERQ-36. É um instrumento fidedigno e válido, que é útil para avaliar a REC nos estudantes do ensino superior. É desejável a realização de estudos futuros sobre as características psicométricas do CERQ-18 em outras populações.

Referências

- Aldao, A., & Nolen-Hoeksema, S. (2010). Specificity of cognitive emotion regulation strategies: a transdiagnostic examination. *Behaviour Research and Therapy, 48*(10), 974-983.
- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review, 30*, 217-237.
- Azevedo, M. H., Silva, C. F., & Dias, M. R. (1991). O «Perfil de Estados de Humor»: Adaptação à população portuguesa. *Psiquiatria Clínica, 12*, 187-193.
- Castro, J., Soares, M. J., Pereira, A.T., Chaves, B., & Macedo, A. (2013). Questionário da Regulação Emocional Cognitiva: Validação para a População Portuguesa. *Psiquiatria Clínica, 34*(2): 101-109.
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2006a). Relationships between cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: A comparative study of five specific samples. *Personality and Individual Differences, 40*, 1659–1669.
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2006b). Cognitive Emotion Regulation Questionnaire - development of a short 18-item version (CERQ-short). *Personality and Individual Differences, 41*(6), 1045–1053.
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2007). The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Psychometric features and prospective relationships with depression and anxiety in adults. *European Journal of Psychological Assessment, 23*, 141–149.
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences, 30*, 1311-1327.
- Gross, J.J. (1998). The emerging field of emotion regulation: an integrative review. *Review of General Psychology, 2*(3), 271-99.
- McNair, D.M., Lorr, M., & Droppleman L.F. (1971). *Edits Manual for the Profile of Mood States*. Educational and Industrial Testing Service.

VARIABLES PREDICTORAS DE LA ANSIEDAD SITUACIONAL EN UNA MUESTRA DE PACIENTES CON TRASTORNOS DE LA CONDUCTA ALIMENTARIA

María Guillot Valdés* y María Valdés Díaz**

Universidad de Granada, **Universidad de Sevilla

Resumen

Introducción. La crisis sanitaria derivada de la pandemia mundial por COVID-19, ha provocado un gran impacto para la salud mental de toda la población, sobre todo en personas con psicopatologías previas, disparando, según los expertos, los casos de Trastornos de la Conducta Alimentaria (TCA) y empeorando la sintomatología de los ya diagnosticados. **Objetivo:** Analizar las variables predictoras de ansiedad estado manifestadas durante un periodo limitado de crisis sanitaria por COVID-19 en una muestra de pacientes con trastornos de la conducta alimentaria. **Método:** 30 personas, (20% varones y (80%) mujeres), con edades comprendidas entre 12 y 35 años, ($M=18.60$ y $D.T=5,27$), usuarias de la unidad de hospitalización de TCA y Obesidad de un centro privado de la capital hispalense. Se les administró el STAI-E para evaluar la ansiedad-estado, el PSS para detectar el estrés percibido, la SDS para medir la depresión y el cuestionario Brief-Cope para las estrategias de afrontamiento. La evaluación se llevó a cabo en plena crisis sanitaria. Se empleó un diseño transversal, un método correlacional y análisis de regresión lineal por pasos. Todos los análisis se aceptaron con $p < 0,05$. **Resultados:** Se aprecia que las variables que mejor predicen la *ansiedad situacional* (STAI-E) son el factor *psicológico de la depresión* (SDS) $\beta=.85$, $t=13.05$, $p<.001$), el *estrés percibido* (PSS) $\beta=.26$, $t=3.96$, $p=.001$) y el *afrontamiento activo*, ($\beta=.17$, $t=2.98$, $p=.006$). El conjunto de estas variables consiguen explicar un 93,6% de la varianza. **Conclusión:** La ansiedad-estado que presentan los pacientes con TCA se deben en gran parte a los síntomas psicológicos de la depresión, al estrés percibido por la pandemia y a un uso disfuncional del afrontamiento activo. Es probable que estos síntomas se hayan acentuado por la situación de crisis sanitaria que se estaba vivenciando. Sería favorable replicar este estudio en el momento actual para comparar resultados.

Palabras claves: ansiedad, estrés, depresión, estrategias de afrontamiento, trastornos de la Conducta Alimentaria

Introducción

La crisis sanitaria derivada de la pandemia mundial por COVID-19, ha provocado un gran impacto para la salud mental de toda la población, sobre todo en personas con psicopatologías previas, disparando, según los expertos, los casos de Trastornos de la Conducta Alimentaria (TCA) y empeorando la sintomatología de los ya diagnosticados. Ha supuesto un escenario lleno de incertidumbre, de muchos cambios, de pérdidas, falta de sensación de control de la situación, provocando una visión negativa del futuro y aumentando sentimientos de desesperanza. Las personas han tenido que enfrentarse a situaciones complejas y estresantes, que retan los mecanismos de regulación emocional y capacidad de adaptación a la vida cotidiana para poder mantener un estado de salud mental óptimo. En muchas ocasiones, la persona no es capaz de hacer frente a la demanda del contexto, de contrarrestar el malestar físico y psicológico, teniendo respuestas desadaptativas y poco resilientes, viéndose desbordada, produciéndose así elevados niveles de estrés, de ansiedad y por consiguiente derivar en una depresión, elevando el uso de fármacos para paliar esta sintomatología y/o una subida en la demanda de las consultas de salud mental y/o atención primaria (COPAO, 2021)

OBJETIVOS

- Analizar la presencia de *estrés percibido* (PSS), *ansiedad-estado* (STAI-E) y *síntomas depresivos* (SDS) en una muestra con TCA.
- Estudiar la relación entre las variables contempladas.
- Detectar las variables predictoras de ansiedad situacional (STAI-E) evaluadas durante la crisis sanitaria.

HIPÓTESIS

1. Se predice que las personas diagnosticadas de TCA presentarán niveles elevados de estrés percibido (PSS), ansiedad-estado (STAI-E) y síntomas depresivos (SDS).
2. Se espera que las estrategias de afrontamiento empleadas sean evitativas y emocionales
3. Se hipotetiza que la depresión, el estrés y el uso disfuncional del afrontamiento expliquen la ansiedad-estado (STAI-E)

Método

Participantes

La muestra está formada por 30 personas (20% varones) diagnosticadas de TCA y en régimen hospitalario, con edades comprendidas entre 12 y 35 años, ($M = 18.60$ y $DT = 5.27$), usuarios de la unidad del centro de hospitalización TCA y Obesidad ABB. En cuanto al nivel educativo, el 70% poseía estudios secundarios, mientras que el 23% estudios superiores. Respecto a la situación laboral, el 6,7% se encuentra en paro y el mismo porcentaje en ERTE (6,7%). El resto no se especifica

Instrumentos

- *STAI*. Ansiedad Estado/Rasgo de Spielberger et al. (1986), adaptación de Buela-Casal et al. (2011). Evalúa la *ansiedad como estado* (20 ítems) y la *ansiedad como rasgo* (20 ítems), con respuestas tipo Likert de cuatro alternativas que van de 0 a 3. En el caso de la ansiedad estado, la escala va de 0 (Nada) a 3 (Mucho), mientras que en la ansiedad rasgo comprende de 0 (Casi nunca) a 3 (Casi siempre). En este trabajo solo se ha empleado la subescala ansiedad-estado. Las puntuaciones directas se transforman en centiles en función del sexo y la edad. El cuestionario tiene una buena consistencia interna en la adaptación española, entre 0.9 y 0.93 en la ansiedad/estado y entre 0.84 y 0.87 en ansiedad-rasgo.
- *SDS*. Escala de depresión de Zung (1965) adaptada por Conde (1974). Consta de 20 preguntas donde se exploran síntomas relacionados con episodios depresivos. Se responde a través de una escala tipo Likert con cuatro opciones de respuesta: 1 (muy pocas veces, muy poco tiempo, raramente; 2 algún tiempo, algunas veces, de vez en cuando; 3 gran parte del tiempo, muchas veces, frecuentemente; 4 casi siempre, casi todo el tiempo, la mayoría de veces). Permite identificar el nivel de depresión: Depresión ausente: 20-35; Depresión subclínica 36-51; Depresión media-severa: 52-67; y depresión grave: 68-100.
- *PSS*. Estrés percibido (Cohen, et al., 1983). Adaptación de Remor (2006). Es un autoinforme que evalúa el nivel de estrés percibido durante el último mes que tienen que ver con *Impredecibilidad, pérdida de control, sobrecarga excesiva y circunstancias vitales estresantes*. Consta de 14 ítems con un formato de respuesta tipo Likert (0 = nunca, 1 = casi nunca, 2 = de vez en cuando, 3 = a menudo, 4 = muy a menudo). No se ha establecido punto de corte. La puntuación

directa obtenida indica que a una mayor puntuación indica un mayor nivel de estrés percibido. El rango de puntuación varía entre 0 (mínimo estrés percibido) y 56 (máximo estrés percibido)

- *Brief-Cope* (Carver, 1997) versión situacional abreviada (Perczek et al., 2000). El afrontamiento es evaluado en relación a las estrategias que los participantes usan para responder a una situación en una escala tipo Likert de cuatro puntos que va desde 0 hasta 4; siendo 0: No; 1: Poco; 3: A veces y 4: Mucho. Consta de 28 ítems que se agrupan por pares en 14 estrategias, reunidas en tres escalas:
 - *Afrontamiento enfocado en el problema*: afrontamiento activo, búsqueda de apoyo instrumental, reinterpretación positiva, planificación, aceptación, renuncia y humor
 - *Afrontamiento enfocado a la emoción*: apoyo y descarga emocional.
 - *Afrontamiento evitativo*: auto distracción, religión, negación, consumo de sustancias. .

Diseño

Se empleó un diseño transversal (una medida) para un método correlacional y se llevó a cabo un análisis de regresión lineal por pasos de todas las variables (depresión, estrés percibido, estrategias de afrontamiento) sobre la ansiedad-estado (VD). Todos los análisis se aceptaron con $p < 0,05$

Resultados

Se observa (Tabla 1) que los valores alcanzados en depresión entendida de forma global (SDS-total) son elevados, ubicándose en el rango de *depresión media-severa*. Asimismo, los factores psicológicos y fisiológicos también son elevados. En cuanto al estrés percibido (PSS), si bien no hay un punto de corte, el nivel medio obtenido es destacado. Lo mismo ocurre con la puntuación directa en ansiedad-estado (STAI-E) que equivaldría a una puntuación centil superior a 90, siendo muy altos los niveles de ansiedad situacional en la muestra estudiada. Respecto a las estrategias de afrontamiento (COPE) la puntuación más elevada aparece en *Apoyo emocional* seguida de *Aceptación*. Muy cercana también están *renuncia*, *autodistracción* y *afrontamiento activo*.

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de los síntomas depresivos (SDS), estrés percibido (PSS), estrategias de afrontamiento (COPE), ansiedad-estado (STAI-E)

Variables	Mínimo	Máximo	Media	DT
SDS. Factor Psicológico	13	40	29,60	7,564
SDS. Factor Afectos	2	8	4,90	1,647
SDS. Factor Fisiológico	12	29	18,67	4,071
TOTAL SDS Depresión	28	77	53,17	12,140
PSS. Estrés Percibido	23	51	36,13	6,991
COPE. Autodistracción	2	8	5,33	1,918
COPE. Afrontamiento Activo	2	8	5,30	1,466
COPE. Negación	2	8	4,97	1,921
COPE. Consumo Sustancias	2	8	3,83	2,291
COPE. Apoyo Emocional	2	8	6,17	1,984
COPE. Renuncia	2	8	5,57	1,675
COPE. Descarga Emocional	2	8	5,10	1,605
COPE. Reinterpretación	2	8	4,73	1,911
COPE. Planificación	2	8	5,03	1,608

COPE. Humor	2	7	3,97	1,790
COPE. Aceptación	3	8	5,90	1,423
COPE. Religión	2	8	4,20	2,235
STAI-E. Ansiedad-Estado	16	58	41,23	12,300

Tabla 2
Análisis de regresión lineal por pasos de las variables independientes sobre STAI-E

Modelo	R	R ²	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados		Sig.
			B	Error estándar	Beta	t	
1 (Constante)			-4,112	3,145		-1,307	,202
SDS.factor Psicológico	,942	,888	1,532	,103	,942	14,864	,000
2 (Constante)			-11,088	3,699		-2,997	,006
SDS.Factor Psicológico			1,318	,118	,811	11,175	,000
PSS.Estrés Percibido	,956	,914	,368	,128	,209	2,886	,008
3 (Constante)			-24,017	5,419		-4,432	,000
SDS.Factor Psicológico			1,384	,106	,851	13,048	,000
PSS.Estrés Percibido			,462	,117	,263	3,964	,001
Afrontamiento activo	,967	,936	1,432	,480	,171	2,983	,006

a. Variable dependiente: TOTALSTAI-E

En la Tabla 2 aparecen los resultados del análisis lineal por pasos de todas las variables (depresión, estrés percibido, estrategias de afrontamiento) sobre la ansiedad-estado que se ha tomado como variable dependiente. El conjunto de la depresión psicológica, estrés percibido y afrontamiento activo explican el 93,6% de la varianza de la ansiedad situacional.

Discusión y conclusiones

Los resultados muestran altos niveles de estrés percibido, ansiedad-estado y síntomas depresivos en la muestra estudiada, síntomas que tal vez se han visto exacerbado entre los participantes al ser personas con TCA. Dichos hallazgos confirman la primera de las hipótesis planteadas y concuerdan con estudios previos donde se afirma que tanto la situación de crisis sanitaria como padecer un diagnóstico previo acentúan este tipo de síntomas (Behar y Valdés, 2009; Pedreira, 2020).

En cuanto a las estrategias de afrontamiento, se pone de manifiesto el empleo de estrategias centradas sobre todo en la emoción (*apoyo y descarga emocional*) seguida de algunas evitativas (*autodistracción y negación*). Sin embargo, cabe destacar también, el uso de algunas estrategias centradas en el problema, tales como el *afrontamiento activo, la planificación, la aceptación o la renuncia*, consideradas más adaptativas. Estos hallazgos confirman, parcialmente, la segunda hipótesis.

Finalmente, tras los análisis relacionales y de regresión lineal por pasos los resultados ofrecen datos para afirmar que la presencia de niveles elevados de estrés percibido, el factor psicológico de la depresión y las estrategias de afrontamiento activo disfuncional (evitación y escape) pueden explicar el padecimiento de ansiedad situacional en la muestra estudiada, confirmando la tercera hipótesis.

Conclusiones

- Las personas con TCA presentan **altos niveles de estrés** y alta **sintomatología ansiosa y depresiva** en el momento de la evaluación (crisis sanitaria).
- Hacen uso de estrategias de afrontamiento **centradas en la emoción y evitativas** destacando, sobre todo, el afrontamiento activo disfuncional (evitación y escape), la **autodistracción**, la **necesidad de apoyo emocional**, la **religión** y la **renuncia**.
- La **ansiedad-estado** que presentan los pacientes con TCA se debe en gran parte al conjunto de **síntomas psicológicos** tales como la **depresión, estrés percibido y a un uso disfuncional del afrontamiento** activo. Es probable que estos síntomas se hayan visto incrementados por el momento de crisis sanitaria que se estaba viviendo en el momento de realizar el estudio.

Referencias

- Behar, R. y Valdés, C. (2009). Estrés y trastornos de la conducta alimentaria. Rev Chil Neuro-Psiquiat, 47 (3): 178-189
- Buela-Casal, Guillén-Riquelme y Seisdedos (2011). STAI. Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo Adaptación del cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo. TEA ediciones.
- COPAO
- Carver, C. S. (1997). You want to measure coping but your protocol's too long: Consider the Brief COPE. International Journal of Behavioral Medicine, 4, 92-100. doi: 10.1207/s15327558ijbm0401_6
- Cohen, S., Kamarck, T., y Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. Journal of Health and Social Behavior, 24, 385-396. doi:10.2307/2F2136404.
- Conde, V. (1974). Escala autoaplicada para la depresión de Zung-Conde. En V. Conde y J. Franch (ED.). Escalas de evaluación comportamental para la cuantificación de la sintomatología patológica en los trastornos angustiosos y depresivos. Upjohn.
- Colegio Oficial de Psicología de Andalucía Oriental, COPAO (2021). "La pandemia ha supuesto un importante deterioro de la salud mental en un año, con un aumento del 30 por ciento de las consultas en psicología"
<http://copao.com/index.php/161-n1/1237-la-pandemia-ha-supuesto-un-importante-deterioro-de-la-salud-mental-en-un-ano-con-un-aumento-del-30-por-ciento-de-las-consultas-en-psicologia>
- Pedreira, J.L. (2020). Salud mental y covid-19 en infancia y adolescencia: visión desde la psicopatología y la salud pública. Revista Española de Salud Pública, 94
- Remor, E. (2006). Psychometric Properties of a European Spanish Version of the Perceived Stress Scale (PSS). Spanish Journal of Psychology, 9, 86-93.
- Spielberger, C.D., Gorsuch, R.L. y Lushene, R.E. (1986). Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo, STAI. Manual, 2ª ed. TEA Ediciones.
- Zung W.W. (1965). A self-rating depression scale. Arch Gen Psychiatry; (12): 63-70.

AVALIAÇÃO EM CONTEXTO FORENSE

Título

Questionário de Crenças nas Relações Interpessoais dos Jovens Adultos: Estudo Preliminar de Construção e Validação

Autores:

Eduardo Araújo, MD, Universidade da Maia
Diana Moreira, PhD, Universidade Católica Portuguesa
Olga Souza-Cruz, PhD, Universidade da Maia

Resumo

Crenças são estruturas de processamento de informação desenvolvidas ao longo do tempo. Experiências adversas prévias poderão contribuir para a criação de crenças desadaptativas (CD) e a sua cristalização sob a forma de esquemas cognitivos. As CD poderão impactar negativamente nos comportamentos e potenciar o surgimento de conflitos e violência, nomeadamente contra mulheres, pelo que importa a sua identificação precoce. A faixa etária dos jovens adultos marca a entrada na adultez e é uma fase caracterizada por diversos desafios, cuja ultrapassagem poderá ser constrangida pela presença de CD. O objetivo deste estudo foi desenvolver o Questionário de Crenças nas Relações Interpessoais, inicialmente composto por 42 itens, que visa identificar CD nesta população. Participaram neste estudo 1,161 indivíduos de ambos os sexos, com uma média de idades de 22.9 anos e uma média de 13.5 anos de escolaridade. As sucessivas análises efetuadas permitiram identificar uma estrutura composta por 30 itens distribuídos por quatro fatores (procura de diversão, violência, culpabilização e assertividade), com índices de ajustamento satisfatórios (GFI = .985, AGFI = .979, NNFI = .981), CFI = .986, e RMSEA = .054) e boa consistência interna (alfa de *Cronbach* = .941). Este estudo apresenta um contributo significativo para ajudar a colmatar uma lacuna existente na Psicologia Forense: a falta de instrumentos validados para a população portuguesa.

Palavras-chave : crenças desadaptativas, jovens adultos, violência, elaboração e validação, instrumentos de avaliação.

Introdução

Crenças são estruturas de processamento de informação, desenvolvidas com o tempo, constrangidas por experiências prévias que permitem ao sujeito obter informação relevante (Beck, 2005). Nas suas interações, o sujeito cria um conjunto de conhecimentos que lhe permitem perceber o mundo e conhecer-se a si próprio. Mais, permite-lhe antecipar o que é expectável acontecer em análogas circunstâncias futuras (Dimaggio et al., 2017). Tal aptidão, provável consequência de mecanismos onto e filogenéticos da Humanidade, que evoluiu num contexto de contínua escassez de recursos, que obrigaram à constante poupança de recursos. Assim, o indivíduo aprendeu responder a qualquer evento mesmo que, na presença de pequenas pistas, algo de relevante para a subsistência da espécie (Damásio, 2017). Mas, tal tem também desvantagens, nos dias de hoje, pois o sujeito poderá responder inadequadamente ao evento com que se confronte, o que poderá ser potenciado por crenças desadaptativas (CD) (Rijo et al., 2017). As CD são padrões de pensamento disfuncionais, decorrentes de experiências adversas, ou necessidades desenvolvimentais não satisfeitas, ou de distorções cognitivas, desenvolvidas no tempo. São conceitos disfuncionais passíveis de interferir com o funcionamento normal do sujeito, podendo dificultar a criação de relações (Beck, 2005). A necessidade pertencer a um grupo e de estabelecer relações, é universal, pois estas são centrais na experiência Humana. Para além de prover suporte, uma relação adequada prediz saúde e bem-estar psicológico. Mas, a qualidade percebida da relação

depende de experiências prévias, ou de crenças acerca de si ou do mundo. No entanto, as CD medeiam as relações, pelo que é expectável a sua associação a conflitos ou situações que envolvam violência (Dimaggio et al., 2017), em especial contra mulheres, as quais são ainda consideradas por parte substancial das nossas sociedades, ainda muito marcadas pelo “patriarcado”, como o “sexo fraco” (D'Urso et al., 2019).

Jovens adultos são todos aqueles com idades compreendidas entre 18 e 31 anos. É uma fase da vida em que se espera que, entre outras, o sujeito: se autonomize; desenvolva a sua própria identidade; estabeleça uma relação íntima apropriada; e adquira independência financeira. É uma fase exigente, em são enfrentados diversos desafios. Por vezes, os objetivos são difíceis de atingir, pelo que a competição é elevada. Os limites tendem a ser testados, o que pode potenciar a eclosão de conflitos. O aumento de exigências, associado ao envolvimento em condutas desajustadas, poderá gerar desequilíbrios psicológicos e emocionais (Luijks et al., 2017).

Uma crença é um construto que não pode de ser avaliado de forma direta. Atitudes ou verbalizações, permitirão supor a sua existência pelo que é lícito supor que crenças, adaptativas ou não, estejam latentes a tais manifestações. As crenças dos jovens adultos não escapam a esta regra, pelo que a avaliação e identificação, sobretudo as CD, sendo pertinente, é limitada por dificuldade de identificação ou reconhecimento. Têm sido identificadas CD legitimadoras de: violência interpessoal; violência doméstica, de género ou nas relações de intimidade; violência sexual; e de desresponsabilização (Araújo et al., 2021). Por definição, uma relação íntima é também uma relação interpessoal, o que dificulta ainda mais a distinção, seja na ótica do jovem ou na da sociedade. Logo, as escalas existentes podem não se ajustar à perceção dos jovens. Mais, uma RSL recente acerca deste tema, levada a cabo por Araújo et al. (2021), não identificou qualquer instrumento específico para a avaliação das crenças nas relações interpessoais. A mesma RSL confirmou, ainda, a existência de CD referentes aos comportamentos desajustados já mencionados.

Segundo Agulhas e Anciães (2015), a Psicologia Forense debate-se com a falta de instrumentos, adaptados para população portuguesa. Para contribuir para colmatar esta lacuna, pretende-se construir e validar o Questionário de Crenças nas Relações Interpessoais (QCRI), que visa identificar CD, que legitimam comportamentos disruptivos nos relacionamentos interpessoais dos jovens adultos.

Método

Participantes

Participaram neste estudo 1,161 indivíduos, 665 (57.3%) dos quais do sexo feminino, com uma média de idades de 22.9 anos ($min = 18$, $max = 31$, $DP = 3.58$), e com uma média de 13.5 anos de escolaridade ($min = 4$, $max = 23$, $DP = 2.32$).

Instrumentos

Questionário Sociodemográfico (QS)

O QS, é composto por 22 questões, que visam avaliar as características sociodemográficas dos participantes.

Questionário de Crenças nas Relações Interpessoais (QCRI)

O QCRI é um questionário de autorrelato, composto por 42 afirmações que visam avaliar o nível de (des)ajuste das crenças, que são avaliadas pelos participantes numa escala de *Likert* de cinco pontos, que varia de 1 (*discordo totalmente*) a 5 (*concordo totalmente*).

Procedimentos

Ambos os questionários foram colocados *online*, em diversas redes sociais (e.g., *Facebook*, *LinkedIn*).

Análise de Dados

Para a análise dos resultados recorreu-se aos seguintes procedimentos: (i) estatística descritiva; (ii) Análise Fatorial Exploratória (AFE) e semi-confirmatória (AFsC), seguindo o método *Unweighted Least Squares* (ULS) e a rotação *diret Promin*; (iii) número de fatores a extrair, determinado através do método da Análise Paralela (PA); (iv) índices de ajustamento globais, avaliados através de: (a) *Goodness of Fit Index* (GFI) ($> .95$); (b) *Adjusted Goodness of Fit Index* (AGFI) ($> .95$); (c) *Comparative Fit Index* (CFI); (d) *Adjusted Comparative Fit Index* (ACFI) ($> .95$); (e) *Non-Normed Fit Index* (NNFI); (f) *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) ($< .05$); e (g) consistência interna, avaliada através do α Cronbach e Ω de McDonald ($> .80$). A amostra, composta por 1,161 participantes e com um rácio de participantes por item de 27.6, sugeriu a sua adequação (Velicer & Fava, 1998).

Resultados

Análise Fatorial Exploratória

Foram extraídos quatro fatores, tal como sugerido pela utilização do método de PA. Contudo, 4 itens ($< .30$). Do mesmo modo, 8 itens revelaram evidências de saturação cruzada. Assim, todos os 12 itens foram excluídos. O Fator 1, designado de *Violência*, é composto pelos itens 3, 4, 5, 24, 25, 32, 34; o Fator 2, *Diversão*, é composto pelos itens 16, 17, 18, 19, 20; o Fator 3, *Culpabilização*, é composto pelos itens 10, 11, 14, 15, 26, 30, 37; o Fator 4, é composto pelos itens 12, 13, 21, 27, 28, 35, 36, 38, 39, 40, 42 (numeração inicial).

Análise Fatorial Semi-Confirmatória (AFsC)

De seguida, procedeu-se à realização da AFsC. Os testes de *Bartlett*, e de KMO (.893), sugeriram tratar-se de uma matriz de correlações e de uma amostragem adequada, respetivamente. Foram observados valores adequados de GFI (.985), AGFI (.979), NNFI (.981), CFI (.986), ACFI (.975), RMSEA (.054). As comunalidades, por seu lado, também foram apropriadas ($> .300$). Foram observados valores de UniCo = .896 ($< .95$), ECV (.721) e MIREAL (.352) ($> .300$), que sugerem desvios de unidimensionalidade. No conjunto, a solução fatorial explica 66.2% da variância. Relativamente à qualidade e efetividade das pontuações atribuídas pelos participantes aos fatores extraídos, estes revelaram uma boa qualidade, FDI $> .90$, ORION $> .80$, SR > 2 , e EPTD $> 90\%$. Foram, ainda, encontrados valores *H-observed* que indiciam que a solução fatorial apresentava replicabilidade aceitável. Relativamente às correlações interfatoriais, estas foram próximas do moderado a moderadas ($> .30$). A consistência interna, por seu lado, foi também adequada ($> .80$).

Índice de Crenças

Os fatores são constituídos por um conjunto de itens muito discrepantes (5 a 11), o que dificulta comparações. Para ultrapassar este obstáculo, decidiu-se calcular a média aritmética dos valores de cada fator. Mais, o QCRI é composto por um fator que reflete crenças adaptativas (CA), a *Assertividade* e três fatores relacionados com CD (*Violência*, *Diversão*, e *Culpabilização*). Para obter um valor global, deve-se agrupar estes três fatores num único Fator, designado de “Crenças Desadaptativas” (CD), que corresponde à média da soma aritmética dos três (i.e., [Violência + Diversão + Culpabilização] /3). Este procedimento, importante para fins de investigação, permite obter um valor, designado de Índice de Crenças (ICr). O ICr é obtido subtraindo a valor de CD à Assertividade (CA) (i.e., $ICr = CA - CD$).

Discussão

O objetivo deste estudo foi construir e validar uma escala, o QCRI, que visa avaliar o (des)ajuste das crenças dos jovens adultos portugueses. Foi identificado um conjunto de itens relacionados com legitimação da violência, o que vai de encontro a Brazão et al. (2017), têm identificado CD que legitimam o

uso da violência como forma de resolução de conflitos. Assim este conjunto de itens, agrupados no Fator 1, recebeu a designação de “Violência”.

Foi identificado um conjunto de itens relacionados com as interações sociais dos jovens, típicas desta faixa etária (e.g., saídas à noite, busca de intimidade. Segundo Alvarez et al. (2019), os jovens tendem a crer precisam sair para se divertir ou encontrar parceiro íntimo. Assim sendo, este conjunto de itens, agrupado no Fator 2, recebeu a designação de “Diversão”.

Alguns autores (e.g., Amir, 1971), defensores de teorias explicativas da vitimação, designadas de “*blaming the victims*”, sugerem que o comportamento “inadequado” das vítimas, legitima e impulsiona o agressor à prática de atos violentos. Este facto, é particularmente evidente no conjunto de itens agrupados no terceiro Fator, designado por “Culpabilização”.

Contudo, temos também assistido a alterações positivas nas perceções sociais relativas ao fenómeno, algumas decorrentes das já referidas alterações legislativas, mas também do aumento dos níveis de educação e escolaridade (Rijo et al., 2017), o que poderá explicar o conjunto de itens encontrado, agrupados no fator 4, designado de “Assertividade”, e que se referem conjunto de comportamentos pró-sociais. Como esperado, este Fator, apresenta correlações negativas com os restantes.

Os valores de unidimensionalidade obtidos indiciam alguns desvios, pelo que a soma das pontuações deverá ser feita com alguma cautela. No entanto, o QCRI, enquanto instrumento de avaliação de última geração, não tem este objetivo. Antes, pretende identificar áreas problemáticas que necessitem ser trabalhadas (Rijo et al., 2017). Contudo, e para fins de investigação, tal poderá ser útil e necessário, pelo que é recomendada a utilização dos índices.

Conclusão

Este estudo disponibiliza um novo instrumento centrado nas crenças dos jovens adultos com qualidades adequadas, útil para a avaliação individual mas também para a investigação, e ajuda a resolver a falta de instrumentos validados para a Psicologia Forense (Agulhas & Anciães, 2015). Como referido, este estudo usou uma amostra comunitária. Tal como sugerido na literatura, a população forense tende a apresentar um conjunto de crenças mais resistentes à mudança (Pascual-Leone et al., 2011). Assim, e para melhorar o estado da arte, deveriam ser realizados mais estudos com esta população para identificar suas crenças. Sabe-se também que existem diferenças de género nas crenças (Rijo et al., 2017), pelo que seria importante aprofundar o seu estudo. Em suma, a realização de outros estudos poderiam ajudar a adequar os tratamentos disponíveis às necessidades específicas destas populações. A ser feito, toda a comunidade (académica incluída) recolheria amplos benefícios.

Referências

- Agulhas, R., & Anciães, A. (2015). *Casos Práticos em Psicologia Forense: Enquadramento Legal e Avaliação Pericial* (2^{ed}). Edições Sílabo.
- Alvarez, M., Garcia, M., & Pereira, C. (2019). A diversidade de relacionamentos sexuais casuais e suas características. *Psicologia*, 33 (2), 9–26. <http://hdl.handle.net/10451/47459>
- Amir, M. (1971). *Patterns in Forcible Rape*. University of Chicago Press.
- Araújo, E., Moreira, D., & Souza-Cruz, O. (2021). Maladaptive beliefs of young adults interpersonal and intimate relationships: A systematic review. *Trauma, Violence, & Abuse*. Advanced online publication. <http://doi.org/10.1177/15248380211038684>
- Beck, A. (2005). The current state of cognitive therapy: A 40-year retrospective. *Archives of General Psychiatry*, 62(9), 953–959. <http://dx.doi.org/10.1001/archpsyc.62.9.953>
- Brazão, N., Rijo, D., Salvador, M., & Pinto-Gouveia, J. (2017). The effects of the growing pro-social program on cognitive distortions and early maladaptive schemas over time in male prison inmates: A randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 85(11), 1064–1079. <http://dx.doi.org/10.1037/ccp0000247>
- Damásio, A. (2017). *The Strange Order of Things – Life, Feelings and the Making of Cultures*. Pantheon Books.
- Dimaggio, G., Popolo, R., Montano, A., Velotti, P., Perrini, F., Buonocore, L., Garofalo, C., D’Aguanno, M., & Salvatore, G. (2017). Emotion dysregulation, symptoms, and interpersonal problems as independent predictors of a broad range of personality disorders in an outpatient sample. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 90(4), 586–599. <http://dx.doi.org/10.1111/papt.12126>
- D’Urso, G., Petruccelli, I., Grilli, S., & Pace, U. (2019). Risk factors related to cognitive distortions toward women and moral disengagement: A study on sex offenders. *Sexuality & Culture*, 23(2), 544–557. <http://dx.doi.org/10.1007/s12119-018-9572-9>
- Luijckx, M., Bevaart, F., Zijlmans, J., van Duin, L., Marhe, R., Doreleijers, T., Tiemeier, H., Asscher, J., & Popma, A. (2017). A multimodal day treatment program for multi-problem young adults: Study protocol for a randomized controlled trial. *Trials*, 18(1), 1–15. <http://dx.doi.org/10.1186/s13063-017-1950-3>
- Pascual-Leone, A., Bierman, R., Arnold, R., & Stasak, E. (2011). Emotion-focused therapy for incarcerated offenders of intimate partner violence: A 3-year outcome using a new whole-sample matching method. *Psychotherapy Research*, 21(3), 331–347. <http://dx.doi.org/10.1080/10503307.2011.572092>
- Rijo, D., Brazão, N., Silva, D., & Vagos, P. (2017). *Intervenção Psicológica com Jovens Agressores*. Pactor.
- Velicer, W., & Fava, J. (1998). Affects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods*, 3(2), 231–251. <http://doi.org/10.1037/1082-989X.3.2.231>

Questionário de Crenças nas Relações Interpessoais (QCRI) (Araújo et al. 2021)

Instruções: De seguida apresenta-se um conjunto de afirmações a propósito da forma como as pessoas se relacionam. Lê cada afirmação e escolhe a resposta que melhor reflete a tua opinião. Não há respostas boas, nem más, certas nem erradas. São apenas opiniões. Gostaríamos, se possível, de conhecer também as tuas.

Responde assinalando com uma cruz, de acordo com a seguinte escala:

1 – Discordo totalmente; 2 – Discordo parcialmente; 3 – Não concordo, nem discordo; 4 – Concordo parcialmente; 5 – Concordo totalmente.

Não deixes nenhuma afirmação por responder.

	1	2	3	4	5
1. Alguma agressividade é aceitável.					
2. Apesar de afirmarem o contrário, as raparigas adoram ser dominadas.					
3. Apesar de afirmarem o contrário, os rapazes adoram ser dominados.					
4. Se não querem ser violadas, que não se coloquem a jeito.					
5. Se não querem ser violados, que não se coloquem a jeito.					
6. Quando ela diz “não”, é para parar.					
7. Quando ele diz “não”, é para parar.					
8. As raparigas são violadas porque não resistem o suficiente.					
9. Os rapazes são violados porque não resistem o suficiente.					
10. As raparigas saem à noite para arranjar parceiro.					
11. Os rapazes saem à noite para arranjar parceira.					
12. Se as raparigas aceitam um copo, é porque querem algum tipo de envolvimento.					
13. Se os rapazes aceitam um copo, é porque querem algum tipo de envolvimento.					
14. Se olham para mim, é porque querem algo.					
15. Bater em alguém é inaceitável.					
16. Uma rapariga pode retirar prazer do sexo forçado.					
17. Um rapaz pode retirar prazer do sexo forçado.					
18. Quem anda com metade do corpo “à mostra”, não se pode queixar.					
19. Se aceita um beijo, ou uma carícia, pode não querer mais nada.					
20. Após o começo, se diz não, não devo insistir.					
21. Se não querem problemas, que fiquem em casa.					
22. Um pouco de violência, excita-me particularmente.					
23. Um estalo na cara, é aceitável.					
24. As prostitutas são merecedoras de respeito.					
25. Os prostitutas são merecedores de respeito.					
26. Se gosta de mostrar o corpo, não se pode queixar.					
27. Preocupo-me com as consequências dos meus atos.					
28. Magoar alguém, é inaceitável.					
29. Aceito, “na boa”, um não como resposta.					
30. Uma pessoa pode vestir-se como quiser, sem que seja importunada por isso.					

Fator 1 – *Violência*: itens 1, 2, 3, 16, 17, 22, 23 (7 itens);

Fator 2 – *Diversão*: itens 10, 11, 12, 13, 14, (5 itens);

Fator 3 – *Culpabilização*: itens 4, 5, 8, 9, 18, 21, 26 (7 itens);

Fator 4 – *Assertividade*: itens 6, 7, 15, 19, 20, 24, 25, 27, 28, 29, 30 (11 itens).

AVALIAÇÃO EM CONTEXTO ORGANIZACIONAL

Título do Trabalho: Adaptação do Inventário de Felicidade no Trabalho para a população portuguesa

Nome dos autores e a sua afiliação institucional:

Autor 1: Andresa Darosci Silva Ribeiro, Dra. - Universidade do Algarve (UAlg)

Autor 2 : Saúl Neves de Jesus, Dr. - Universidade do Algarve (UAlg)

Autor 3: João Nuno Ribeiro Viseu, Dr. - Universidade de Évora

Autor 4: Narbal Silva, Dr. - Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC)

Autor 5: Joana Conduto Vieira dos Santos, Dra. - Universidade do Algarve (UAlg)

Resumo e as palavras-chave:

Resumo: A felicidade é um estado psicológico socialmente construído, onde ser feliz é sentir emoções positivas no aqui e agora, mas que tenha sentido e propósito a longo prazo. Ao considerar a centralidade do trabalho na vida das pessoas, é importante compreender os aspectos valorizados para a construção da felicidade no trabalho. O objetivo deste estudo foi de adaptar a versão original brasileira do Inventário de Felicidade no Trabalho (IFT), composto por 57 itens, utilizando uma amostra de 814 participantes. Para a versão reduzida, a amostra foi dividida em duas subamostras. A primeira utilizada para uma análise fatorial exploratória, para testar a estrutura fatorial original, que resultou em um modelo unidimensional com 25 itens, e a segunda para a análise fatorial confirmatória. Os resultados permitiram concluir que a versão reduzida do IFT possui boas propriedades psicométricas, sendo viável para a realização de futuras pesquisas com trabalhadores portugueses.

Palavras-chave: felicidade no trabalho; inventário; inventário de felicidade no trabalho; psicologia positiva

Abstract: Happiness is a socially constructed psychological state, where being happy is feeling positive emotions in the here and now but with long-term meaning and purpose. When considering the centrality of work in people's lives, it is paramount to understand the valued aspects of building happiness at work. The objective of this study was to adapt the original Brazilian version of the Happiness at Work Inventory (HWI), composed of 57 items, using a sample of 814 participants. For the reduced version, the sample was divided into two subsamples. The first was used for exploratory factorial analysis to test the original factorial structure, resulting in a unidimensional model with 25 items. The second subsample was used for the confirmatory factorial analysis. The results indicate that the short version of the HWI has good psychometric properties, making it feasible for future research with Portuguese workers.

Keywords: happiness at work; inventory; happiness at work inventory; positive psychology

INTRODUÇÃO

A busca da felicidade é uma constante na história humana. Desde os filósofos gregos até os dias atuais, têm-se formulado concepções com o objetivo de compreender a felicidade (Ribeiro & Silva, 2018). Segundo os gregos, a felicidade era uma virtude (Novo, 2005; Schoch, 2006). Registros históricos indicam que as preocupações sobre o que faz a vida valer a pena e como melhorá-la têm sido alvo central da atenção humana (Aristóteles, 1991; Diener, 1984; Maslow, 1954; Silva et al., 2022).

A partir de 1998, nos Estados Unidos da América, o psicólogo Martin Seligman utilizou e legitimou o termo Psicologia Positiva para tratar dos aspectos positivos que envolvem a vida do ser humano (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000). A Psicologia Positiva baseia-se na percepção fundamental de que tratar doenças mentais não é a mesma coisa que promover a saúde mental. Com o avanço científico das pesquisas em Psicologia Positiva, houve um

aumento do interesse no lado positivo da vida organizacional, ao se prestar atenção nos fenômenos como o bem-estar, a satisfação no trabalho, as experiências positivas e a felicidade no trabalho (Seligman, 2009). O foco na fraqueza e aspectos patológicos também é encontrado na área organizacional, pois o estresse no trabalho tem uma tendência ao pólo negativo e de adoecimento laboral (López-Núñez, et al., 2017). Dentre os fenômenos estudados pela Psicologia Positiva encontra-se, portanto, a felicidade. Nos últimos anos, o interesse em estudos e pesquisas sobre a felicidade, a partir dos preceitos da Psicologia Positiva, tem contribuído, não só para a criação de estratégias e de intervenções visando a melhoria da vida pessoal, mas em diversos aspectos da vida profissional (De Neve & Ward, 2017; McKee, 2017; Ribeiro & Silva, 2018; Ribeiro & Silva, 2020; Silva et al., 2022; Silva et al., in press). No que se refere à felicidade no trabalho, os conhecimentos construídos pela Psicologia Positiva podem levar a uma melhor compreensão sobre quais aspectos essenciais para a construção de um ambiente laboral mais saudável e humanizado (Ribeiro, 2019).

O objetivo do estudo foi analisar as características psicométricas do Inventário de Felicidade no Trabalho (IFT) desenvolvido no Brasil para a construção de uma versão reduzida a fim de que seja testada futuramente junto à população portuguesa. O estudo apresenta os resultados da análise fatorial exploratória e confirmatória. A validade foi aferida de duas formas, fatorial e convergente. Cabe destacar que, o IFT já apresentava inicialmente uma estrutura interna com evidências de validade satisfatórias e após sua adaptação para a versão reduzida, sugere-se confirmar a sua estrutura interna no contexto português.

MÉTODO

Participantes

Através de uma técnica de amostragem não-probabilística, por conveniência da equipa de investigação, foi recolhida uma amostra composta por 814 trabalhadores de nacionalidade brasileira. Foram definidos critérios de inclusão para participar neste estudo. Seguidamente, a amostra inicial ($n=814$) foi dividida em duas subamostras com igual número de participantes ($n=407$). Cada uma destas amostras serviu um fim específico, a primeira, designada por subamostra 1, possibilitou a realização de uma análise fatorial exploratória (AFE) e a segunda, designada por subamostra 2, a condução de uma análise fatorial confirmatória (AFC).

Instrumentos

A felicidade no trabalho foi aferida através do Inventário de Felicidade no Trabalho (IFT; Silva et al., in press). A primeira parte do instrumento é constituído por questões de caracterização sociodemográfica e a segunda parte composta por 57 itens (e.g., Meu ambiente físico de trabalho é confortável.) organizados numa escala de *Likert* de cinco pontos (*1-Discordo totalmente; 5-Concordo totalmente*). De acordo com o IFT, a felicidade no trabalho é conceptualizada de maneira multidimensional, apresentando três dimensões: (a) transcendental (28 itens; e.g., O trabalho que faço tem sentido para mim.); (b) psicossocial (17 itens; e.g., Posso contar com os meus colegas de trabalho para desempenhar as minhas atividades.); e (c) material de existência (12 itens; e.g., Meu ambiente físico de trabalho é adequado às funções que exerço.). No estudo de desenvolvimento preliminar da IFT, realizado com adultos trabalhadores brasileiros, foram obtidos valores de consistência interna, avaliados a partir do coeficiente alfa de Cronbach, superiores a .70 (Silva et al., in press).

Procedimento de análise de dados

Num primeiro momento foi realizada uma análise de *missing values*, caso fossem identificados valores em falta, eles seriam substituídos pelos valores de média de cada

indicador (i.e., item). Este procedimento é um dos recomendados por Hill e Hill (2008) para lidar com *missing values*.

A AFE foi conduzida pelo método de análise em componentes principais e com recurso a uma rotação de tipo ortogonal, neste caso, uma rotação Varimax. A seleção deste tipo de rotação possibilita a obtenção, após a realização da AFE, de fatores independentes (Field, 2018). Para a construção da versão reduzida do IFT, foi colocada uma restrição à execução da AFE, a obtenção de uma estrutura unifatorial, i.e., uma estrutura com um único fator. Além disso, foi definido um cut-off de .71 para as cargas fatoriais dos itens. Com base na classificação de Comrey e Lee (1992) decidiu-se somente pela manutenção dos indicadores que apresentassem uma carga fatorial superior a .71, i.e., classificada como excelente. A adequação da amostra para a execução de uma AFE foi testada por meio do teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Segundo Kaiser e Rice (1974), este teste deve obter um resultado igual ou superior a .70 ($KMO \geq .70$) para que uma amostra seja considerada adequada para este procedimento estatístico. Por sua vez, o teste de esfericidade de Bartlett foi empregue para comparar os valores das matrizes de identidade e de correlação, devendo-se obter valores estatisticamente significativos ($p < .05$). Por fim, foi testada a consistência interna da estrutura fatorial obtida, recorrendo-se, para tal, ao coeficiente alfa de Cronbach, tendo sido definido um cut-off de .70 (Field, 2018). A classificação do valor obtido para este coeficiente baseou-se na proposta de Sharma (1996). Os procedimentos estatísticos supracitados foram conduzidos com o uso do software Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) versão 20.

Em seguida, foi realizada uma AFC. A primeira etapa desta análise foi a avaliação da distribuição normal multivariada. Na literatura existe uma discórdia quanto aos valores de assimetria ($|sk|$) e de curtose ($|ku|$) que indicam um respeito por este pressuposto, porém, para o método de máxima verosimilhança, valores de $|sk|$ e $|ku|$ de dois e sete, respectivamente, apontam para a existência de uma distribuição normal multivariada (Curran et al., 1996).

O modelo obtido na AFE foi testado, quanto ao seu ajustamento, na AFC. Para tal, foram definidos um conjunto de índices de ajustamento todos considerados como índices de ajustamento incrementais, cuja classificação varia entre bom, para valores entre .90 e .95, e muito bom, para valores superiores a .95 (Marôco, 2021); e, por fim, (f) χ^2/df , um ajuste aceitável ocorre para valores iguais ou inferiores a cinco e um ajuste muito bom ocorre para valores iguais ou inferiores a dois (Marôco, 2021). Além destes índices, foi também calculado um intervalo de confiança de 95% para o índice RMSEA (IC95%RMSEA) (Marôco, 2021). Os procedimentos estatísticos anteriores foram efetuados utilizando o *software Analysis of Moment Structures* (AMOS) versão 20.

A validade foi aferida de duas formas, fatorial e convergente (Marôco, 2021; Bagozzi & Yi, 1988). Em último lugar, a fidelidade foi testada com recurso a dois coeficientes, alfa de Cronbach e Composite Reliability (CR), segundo a classificação de Sharma (1996), devem obter-se valores iguais ou superiores a .70.

RESULTADOS

Análise Fatorial Exploratória

A AFE, realizada através do método de componentes principais e com recurso a uma rotação Varimax, apresentou uma estrutura unifatorial que explicava 45.770% da variância total. O valor do teste KMO foi de .968, valor classificado como excelente de acordo com Field (2018), e o teste de Bartlett obteve um resultado estatisticamente significativo ($p < .001$). Uma vez que se procurou criar uma versão reduzida do IFT, foi definido que as cargas fatoriais dos indicadores (i.e., dos itens) deveriam ser iguais ou superiores a .71. Dos 57 itens iniciais, apenas 25 cumpriram com esta restrição. O coeficiente alfa de Cronbach, calculado com a solução final obtida pela AFE, i.e., estrutura unifatorial composta por 25 itens, alcançou um valor de .971. Segundo a classificação de Sharma (1996), este resultado pode ser classificado como excelente.

Análise Fatorial Confirmatória

Para a realização da AFC foi utilizada a estrutura fatorial obtida na AFE. Relativamente ao pressuposto de distribuição normal multivariada, observou-se que os valores de assimetria e de curtose respeitavam os valores de *cut-off* definidos pela literatura. Logo, foi possível realizar a AFC recorrendo ao método de máxima verosimilhança.

DISCUSSÃO

O objetivo do presente estudo consistiu em adaptar o IFT para uma versão reduzida, a fim de que esta seja testada futuramente junto à população portuguesa. Neste estudo se realizou uma AFE e AFC para a construção da versão reduzida do IFT que foi desenvolvida no Brasil por Silva, et al. (*in press*). Este estudo mostrou-se importante, pois o inventário apresentou características psicométricas consideradas como adequadas para mensurar a felicidade no trabalho em trabalhadores portugueses.

A versão original do IFT é composta por 57 itens. Após a AFE, se obteve uma estrutura unifatorial composta por 25 itens, alcançando-se um valor de consistência interna de .971, valor classificado como excelente de acordo com a literatura (Sharma, 1996). Os resultados obtidos confirmaram a confiabilidade do IFT, pois a versão reduzida manteve uma consistência interna adequada, apesar de ter sido realizada a adaptação ao retirar 32 itens. A AFE possibilitou verificar que o modelo unifatorial representa cerca de 45.770% da variância total. A confirmação deste modelo, a partir de um ajustamento adequado, permitiu verificar que, com a extração de 32 itens, foram estabelecidas oito covariâncias, o que levou a um ajustamento que variou entre o aceitável e o muito bom, o que denota resultados adequados para a sua aceitação.

O IFT, na sua versão original brasileira, é dividido em três dimensões: transcendental, psicossocial e material de existência, composto por 57 itens (Silva et al., 2022; Silva et al., *in press*). Para versão reduzida do IFT, apresentada neste estudo, se propõe um modelo unidimensional contendo 25 itens sendo que das dimensões originais se manteve a seguinte quantidade de itens: (a) transcendental (14 itens), (b) psicossocial (09 itens); e (c) material de existência (02 itens). Cabe destacar que, a adequação da forma de redação do inventário de origem brasileira respeitou a cultura e linguística utilizada em Portugal.

Há, no entanto, possíveis limitações que se devem destacar sobre a quantidade de itens a serem respondidos, o que pode impactar na adesão de pessoas ao avaliarem o instrumento como extenso ou não. É aconselhável a utilização de outros instrumentos com natureza psicométrica validados para analisar a fidedignidade do IFT (versão reduzida). Sugere-se proceder à validação cruzada com amostras visando a confiabilidade de que as propriedades psicométricas se mantêm adequadas.

O que se espera com esta versão reduzida do IFT é contribuir com o avanço social e científico ao mensurar a felicidade no trabalho dos trabalhadores portugueses. Ainda no futuro próximo, testar o ajustamento do modelo ao realizar um estudo comparativo entre população brasileira e portuguesa. Portanto, o presente estudo visa ampliar o conhecimento sobre a felicidade no trabalho a partir das concepções da Psicologia Positiva e construir cada vez mais organizações mais saudáveis e humanizadas (Ribeiro, 2019).

Referências

- Anderson, J., & Gerbing, D. (1982). Some methods for respecifying measurement models to obtain unidimensional construct measurement. *Journal of Marketing Research*, 19(4), 453-460. <https://doi.org/10.2307/3151719>
- Aristóteles (1991). *Ética a Nicômaco*. São Paulo: Nova Cultural. (Trabalho original publicado em: [335 a.C. a 323 a.C.]).
- Bagozzi, R., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74-94. <https://doi.org/10.1007/BF02723327>

- Comrey, A., & Lee, H. (1992). *A first course in factor analysis* (2.^a ed.). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Curran, P., West, S., & Finch, J. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>
- De Neve, J-E., & Ward, G. (2017). Happiness at work. In J. Sachs, J. F. Helliwell, & R. Layard (Eds), *World Happiness Report 2017*. Columbia. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2943318>
- Diener, E. (1984). Subjective Well-Being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (5.^a ed.). SAGE.
- Hill, M., & Hill, A. (2008). *Investigação por questionário* (2.^a Ed.). Edições Sílabo.
- Kaiser, H., & Rice, J. (1974). Little Jiffy, Mark IV. *Educational and Psychological Measurement*, 34(1), 111-117. <https://doi.org/10.1177/001316447403400115>
- López-Núñez, M. I. Jesus, S. N. de, Viseu, J. N. R., & Santana-Cárdenas, S. (2018). Capital Psicológico de los Trabajadores en España. Análisis Factorial Confirmatorio del PCQ-12. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 48(3), 67-79. <https://doi.org/10.21865/RIDEP48.3.06>
- Maslow, A. H. (1954). *Motivation and personality*. New York, Harper.
- Marôco, J. (2021). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações* (3.^a ed.). ReportNumber.
- McKee, A. (2017). *How to be happy at work: the power of purpose, hope, and friendship*. Harvard Business Review Press.
- Novo, R. F. (2005). Bem-estar e psicologia: conceitos e propostas de avaliação. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 20(2), 183-203.
- Ribeiro, A. D. S., & Silva, N. (2018). Significados de Felicidade orientados pela Psicologia Positiva em Organizações e no Trabalho. *Psicología desde el Caribe*, 35, 60-80.
- Ribeiro, A. D. S. (2019). *Sentido e significado de felicidade no trabalho para professores de uma instituição de ensino privada e sem fins lucrativos*. [Tese de Doutorado, Universidade Federal de Santa Catarina]. Biblioteca Digital de Teses e Dissertações da UFSC. <https://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/214774>
- Ribeiro, A. D. S., & Silva, N. (2020) Sentido e significado de felicidade no trabalho para professores. *Navus: Revista de Gestão e Tecnologia*, 10, 1-19. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/7774834.pdf>
- Schoch, R. (2006). *The Secrets of Happiness: Three Thousand years of Searching for the Good Life*. Profile Books.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5–14. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5>
- Seligman, M. E. P. (2009). *Felicidade Autêntica: usando a nova psicologia positiva para a realização permanente*. Rio de Janeiro: Objetiva.
- Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*. John Wiley and Sons, Inc.
- Silva, N., Pires, J., de Caril, V., Ribeiro, A., & Budde, C. (in press). Inventário de Felicidade no Trabalho: Evidências preliminares de validade em adultos brasileiros. *Revista Psicologia: Organizações & Trabalho (rPOT)*.
- Silva, N., Ribeiro, A. D. S., Budde, C., & Damo, L. P. (2022). *Felicidade, espiritualidade e prosperidade nas organizações: das ideias às práticas fundamentais*. Editora Vetor.

AVALIAÇÃO EM CONTEXTO EDUCACIONAL

Validação da Escala de *Mobbing* Docente: Análise Fatorial Exploratória e Confirmatória

Sara Agrela¹, Margarida Pocinho^{1,2}, Sofia Sales¹ & Soraia Garcês^{1,2,3}

¹ University of Madeira/CIERL & ²Research Center for Tourism, Sustainability and Well-being - Universidade do Algarve; ³OSEAN

sara_agrela@hotmail.com¹, mpocinho@staff.uma.pt^{1,2}, sofia.sousa@staff.uma.pt, soraia@staff.uma.pt^{1,2,3}

Resumo

O *Mobbing* também denominado de assédio moral ou violência psicológica em contextos laborais é considerado um fator de risco para a saúde mental dos docentes. Entidades internacionais como a Organização Mundial de Saúde e a Organização Internacional do Trabalho, realizaram recomendações a diversas entidades, incluindo empregadores e trabalhadores, de ambos os setores, com vista à adoção de estratégias de prevenção que previnam o desgaste mental e promovam a saúde mental e o bem-estar nos contextos profissionais, sugerindo ainda o apoio para a inclusão e progressão no trabalho de indivíduos com problemáticas de saúde mental. A presente investigação objetivou realizar a validação da Escala de *Mobbing* Docente (EMB), através de uma análise fatorial exploratória (AFE) e uma análise fatorial confirmatória (AFC). Este estudo psicométrico teve 196 participantes (docentes), com idades entre os 21 e os 66 anos, dos quais 79% são do género feminino. Numa análise prévia de experts constatou-se que dos 27 itens iniciais, apenas 15 tiveram um grau de concordância dentro do aceitável (IVC>.80). A AFE demonstrou a existência de três fatores que explicam 65% da variância do construto. Os resultados de consistência interna indicaram valores muito bons ($\alpha > .80$). A análise fatorial confirmatória (AFC) apresentou uma qualidade de ajuste adequada e confirmou a estrutura fatorial da AFE de três fatores (Fator 1 = “desvalorização social”; Fator 2= “manipulação perversa das tarefas e funções” e Fator 3= “humilhação pessoal e familiar”). Conclui-se que a Escala de *Mobbing* Docente é adequada para avaliação do *mobbing* em professores portugueses.

Palavras-chave: *Mobbing*; Estudo de validação; Análise fatorial exploratória; Análise fatorial confirmatória; Docentes

1. Introdução

O assédio moral ou a violência psicológica no local de trabalho (*mobbing*) são apontados como fatores de risco para a saúde mental dos docentes. Em 2022, a Organização Mundial de Saúde (OMS) e a Organização Internacional do Trabalho (OIT), numa ação conjunta, recomendaram às entidades governamentais, às organizações, aos empregadores e trabalhadores (quer do setor público, quer do setor privado) a adoção de medidas preventivas que protejam e promovam a saúde mental e o bem-estar no local de trabalho e que apoiem a inserção e progressão no mundo do trabalho de indivíduos com problemas de saúde mental.

O conceito de *mobbing* ou assédio moral é atual e as suas perspectivas teóricas e metodológicas estão em constante evolução. Este fenómeno chega ao cenário científico e laboral através de Leymann¹, durante os anos oitenta. Trata-se de um comportamento antissocial cujas principais características são a intencionalidade de uma conduta hostil para com um indivíduo, a frequência e a repetição no tempo de comportamentos perturbadores. Este comportamento traduz-se em ações subtis (isolamento ou exclusão do grupo, a desvalorização do desempenho ou a ridicularização da vítima) (López-Cabarcos et al., 2008) e insinuasoras, predominando a violência psicológica, indireta (Ovejero, 2006). Deste contexto excetuam-se outros tipos de comportamentos ou sintomas dentro da organização laboral, tais como: o simples confronto com o superior ou com os colegas por uma questão de trabalho; o sentimento de antipatia entre patrão/empregado; o *stress*; o *burnout*; a depressão derivada da inadaptação ao posto de trabalho e o assédio sexual (Laros, 2004). O assédio moral e a violência psicológica são as principais queixas relacionadas com o assédio no local de trabalho que têm um impacto negativo na saúde mental.

O assédio moral é considerado como um dos principais fatores de stress psicossocial que alguém pode enfrentar no seu trabalho. A vítima de assédio moral pode apresentar sintomas que variam entre o medo, o desânimo, a ansiedade, a depressão e queixas psicossomáticas ou outros transtornos emocionais como sentimentos de fracasso, impotência e frustração, baixa autoestima ou apatia, e ainda, disfunções cognitivas que impossibilitam a concentração (González-Trijueque et al., 2010).

As diretrizes mundiais da OMS sobre saúde mental no trabalho recomendam a adoção de ações para enfrentar os riscos para a saúde mental (OMS, 2022). Sugere-se assim uma ação multidisciplinar para a sua prevenção e tratamento que passam pela informação, formação e implementação de protocolos de ação que criem uma cultura organizacional que minimize ou evite o *mobbing*; que proporcionem estilos de gestão de conflito e de liderança participativa; que dotem as vítimas de instrumentos de comunicação formal do problema na organização e que disponham de indicadores que delimitem a postura da organização diante do *mobbing* (Guimarães & Rimoli, 2006). As organizações também devem ativar planos de ação paliativos, multidisciplinares, que contribuam para a resolução do problema e que permitam a reinserção no local de trabalho. De referir ainda que o assédio moral é uma realidade junto dos profissionais do ensino e ocorre não apenas nos níveis mais baixos de educação entre os professores, mas também no ensino superior entre o pessoal universitário (Einarsen, 1999; Crawford, 1997; Giorgi, 2012; Keashly & Neuman, 2010).

Segundo o Código do Trabalho (CT), o assédio moral é uma contraordenação muito grave. O artigo 28º do CT refere que “a prática de ato discriminatório lesivo de trabalhador ou candidato a emprego confere-lhe o direito a indemnização por danos patrimoniais e não patrimoniais, nos termos gerais de direito”.

¹ Leymann adotou o término *mobbing* da etiologia. Konrad Lorenz utilizou-o pela primeira vez para descrever “un ataque de una coalición de miembros débiles de una misma especie animal sobre un individuo más fuerte que ellos” (González-Trijueque et al., 2010).

Assim, a própria legislação portuguesa “protege” as vítimas de assédio moral. Assim, legalmente, a vítima de assédio moral no local de trabalho pode dirigir-se à administração escolar a dar conta do sucedido e ainda recorrer à via legal civil. Outra opção é recorrer a entidades de prevenção e combate de assédio no trabalho como a Comissão para a Igualdade no Trabalho e no Emprego (CITE), a Autoridade para as Condições do Trabalho (ACT) e a centrais sindicais. Contudo, devido à fragilidade das vítimas, estas nem sempre recorrem a estas entidades. Cabe às instituições e estabelecimentos de ensino avaliar os níveis de assédio existentes, com instrumentos, com validade científica, que garantam efetivamente o anonimato a confidencialidade, de modo a prevenir e/ou proteger os docentes em situação de risco de saúde mental.

Neste contexto, e no sentido de construir instrumentos que vão ao encontro destas situações, o objetivo deste estudo consiste em validar uma Escala de *Mobbing* Docente (EMB) e analisar as evidências de validade baseadas no conteúdo e na estrutura interna.

2. Método

2.1. Participantes

Este estudo inclui uma amostra global de 406 docentes. Para a Análise Fatorial Exploratória (AFE) foram incluídos 196 docentes e na Análise Fatorial Confirmatória (AFC) 210 docentes, com uma média de idades de 48 anos ($DP= 8$). A maioria são casados ou em união de facto e com licenciatura, a lecionar no meio urbano (>70%), na Madeira, Açores e Portugal Continental, em todos os níveis de ensino, do Pré-escolar ao Ensino Superior, com a grande maioria no Ensino Básico e Secundário do ensino público. A média de anos de serviço é de 21 anos ($DP= 10$).

2.2. Instrumentos

Na recolha de dados foi utilizado um questionário de autopreenchimento para registar os dados sociodemográficos e profissionais, e a Escala de Avaliação de *Mobbing* em Portugal de Pocinho e Garcês (2018). Esta escala avalia os comportamentos/indicadores de *mobbing* a que cada docente foi sujeito, tendo em conta um período de 6 meses de trabalho. Tem 27 itens, e os participantes devem escolher a opção que mais se adequa à sua situação, numa escala de frequência, do tipo *Likert*, considerando 0 – Nunca; 1 – Algumas vezes; 2 - Muitas vezes; 3 - Quase sempre, e 4 – Sempre.

2.3. Procedimentos

A Escala de Avaliação de *Mobbing* foi desenvolvida com base no guia de assédio da Comissão para a Igualdade no Trabalho e no Emprego (2013), para a construção do código de boa conduta com vista à prevenção e combate a qualquer forma de assédio no local de trabalho e no respetivo guia informativo de prevenção de assédio. Partindo dos diferentes comportamentos/indicadores identificados nestes documentos e na revisão da literatura científica, desenvolveram-se 27 itens que tentam identificar situações concretas da prática de *mobbing* ou assédio moral no contexto profissional. A versão inicial desta escala foi alvo também de uma avaliação da sua validade de conteúdo com o envio para especialistas da área que analisaram os itens e procederam a um conjunto de sugestões. Após este processo de validade e reformulação, o conjunto final de itens que compõem este novo instrumento manteve-se (Pocinho & Garcês, 2018). Mais recentemente, e para o caso específico deste estudo, a escala foi aplicada online e em formato papel aos docentes a lecionar em Portugal, de todos os níveis de ensino e foi designada por Escala de *Mobbing* Docente (EMD).

A análise estatística foi realizada no programa SPSS (v. 28) e IBM AMOS (v. 22). No tratamento estatístico foram considerados os procedimentos e critérios apontados por Marôco (2010, 2011), nomeadamente a análise da validade pela AFE, com rotação ortogonal dos fatores pelo método Varimax, o estudo da fiabilidade pela homogeneidade dos itens e alfa de Cronbach ($\alpha \geq 0,80$) e correlações de Pearson. Na análise fatorial confirmatória, o ajustamento do modelo foi estimado pelo método da máxima verosimilhança, considerando os seguintes índices de ajustamento e critérios de corte: *Comparative Fit Index* ($CFI > .90$), *Goodness-of-*

fit Index (GFI > .90), *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMSR < .08) e *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA < .06). Na análise estatística a amostra global (n= 406) foi dividida aleatoriamente em duas metades, tendo sido realizada a AFE com a primeira metade (n=196) e a AFC com a segunda metade (n=210).

4. Resultados

A análise da estrutura fatorial da escala foi realizada com recurso à AFE. As medidas de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO=.896) e do teste de esfericidade de *Bartlett* ($\chi^2=1602.4$; $p < .001$) calculados, indicam a adequação da amostra para análise fatorial. O critério de *Eigenvalue* apontou para uma solução com três fatores, que no seu conjunto explicam 64.9% da variância total. O fator 1 foi designado por “desvalorização social” (itens 1, 2, 3, 9 e 11), avalia comportamentos em que o docente sente que é desvalorizado, desprezado, e/ou ignorado por colegas ou superiores hierárquicos; o fator 2 – “manipulação perversa das tarefas e funções” (itens 5, 6, 10, 12 e 13), avalia a quantidade, os prazos e o modo como são transmitidas as tarefas e funções ao docente; o fator 3 – “humilhação pessoal e familiar” (itens 8, 14, 15, 20 e 21), avalia os níveis de humilhação pessoal do docente e da sua família, incluindo ridicularização, boatos, insinuações, comentários, apropriação indevida de ideais e provocações. A EMD apresenta uma elevada fiabilidade, quer para o total da escala quer para as subescalas ($\alpha > .82$). A AFC da estrutura de três fatores da EMD, revelou que, os índices de ajustamento podem ser considerados bons ou razoáveis, de acordo com os critérios adotados (CF = .923; GFI = .894; RMSEA = .082; SRMR = .019).

5. Discussão e Conclusão

De acordo com a análise de juízes especialistas, foi possível constatar que dos 27 itens iniciais, apenas 15 tiveram um grau de concordância dentro do sugerido (IVC > .80). A análise fatorial exploratória (AFE) revelou três fatores com carga fatorial favorável, sendo que estes três fatores explicam 65% da variância. Os resultados de consistência interna sugeriram que os três fatores apresentam itens consistentes ($\alpha > .80$). A análise fatorial confirmatória (AFC) demonstrou boa qualidade de ajustamento e confirmou a estrutura fatorial da AFE. Estas evidências demonstram que a EMD é adequada para avaliação do *mobbing* em professores portugueses, garantindo o anonimato da vítima e a verdadeira medição da prevalência do *mobbing*. As instituições e estabelecimentos de ensino precisam de avaliar objetivamente os níveis de assédio moral a que os docentes estão expostos, para, assim desenvolverem estratégias para que as vítimas possam aceder a programas e sistemas de apoio psicológico adequado. Uma investigação de Sales (2018), com o objetivo de apresentar um programa de combate ao *mobbing* docente através de estratégias de *coping* para melhorar o clima laboral, revelou que a extinção do *mobbing* era difícil se não impossível. Assim, a melhor opção em situações de *mobbing* foi aplicar um programa de competências socioemocionais às vítimas para assim conseguirem lidar com o *mobber* (agressor) de forma o mais positiva possível.

Cabe, assim, às instituições de ensino a adoção de medidas avaliativas preventivas que protejam e promovam um bom clima organizacional no local de trabalho dos professores e que apoiem a sua inserção laboral. De acordo com Pocinho e Soares (2018), estas medidas são urgentes para quase todos os docentes portugueses. Estes autores sugerem estratégias para combater obstáculos e vicissitudes inerentes à profissão docente, nas quais se inclui o *mobbing*, com a finalidade de alcançar o bem-estar fundamental para o todo biopsicossocial que é ser professor (Pocinho & Soares, 2018).

6. Referências Bibliográficas

Comissão para a Igualdade no Trabalho e no Emprego (2013, 15 de março). *Prevenção e Combate de situações de assédio no local de trabalho: um instrumento de apoio à autorregulação*.

http://cite.gov.pt/pt/destaques/complementosDestqs/guia_informativo.pdf

Crawford, N. (1997). Bullying at work: A psychoanalytic perspective. *Journal of Community and Applied Social Psychology*, 7(42), 219-225.

- Einarsen, S. (1999). The nature and causes of bullying at work. *International Journal of Manpower*, 20(1/2), 16-27.
- Giorgi, G. (2012). Workplace bullying in academia creates a negative work environment. An Italian study. *Employee Responsibilities and Rights Journal*, 24(4), 261-275.
- González Trijueque, D., Delgado Marina, S., & García López, E. (2010). Valoración Pericial Psicológica de la Víctima de Mobbing. *Psicología Iberoamericana*, 18(2), 8-18.
- Guimarães, L., & Rimoli, A. (2006). "Mobbing" (assédio psicológico) no trabalho: Uma síndrome psicossocial multidimensional. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 22(2), 183-191.
- Keashly, L., & Neuman, J. H. (2010). Faculty experiences with bullying in higher education: Causes, consequences, and management. *Administrative Theory and Praxis*, 32(1), 48-70.
- Laros, J. A., & Puente-Palacios, K. (2004). Validação Cruzada de uma escala de Clima Organizacional. *Estudos de Psicologia*, 9(1), 113-119.
- Leymann, H., & Gustafsson, A. (1996). Mobbing and Victimization at work. *European Journal of Work and Psychology*, 5(2), 251-275.
- López-Cabarcos, M. A., Vázquez-Rodríguez, P., & Picón-Prado, E. (2008). Un estudio empírico sobre las características distintivas de las víctimas de mobbing. *Revista Mexicana de Psicología*, 25(2), 223-235.
- Marôco J. (2011). *Análise Estatística com o SPSS Statistics* (5ª ed). ReportNumber.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais*. ReportNumber.
- Ovejero, A. B. (2006). El mobbing o acoso psicológico en el trabajo: Una perspectiva psicossocial. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 22(1), 101-121.
- Pocinho, M. & Garcês, S. (2018). Construção duma Escala de Avaliação de Mobbing em Portugal. *Revista de Divulgação Científica AICA*, 88-95.
- Pocinho, M. & Soares, G. (2018). Contributos para o bem-estar do professor. *Grácio Editora*, 5, 109-132.
- Sales, S. (2018). *Mobbing, Clima Organizacional y Coping: un estudio cuasi-experimental*. Publicia.
- World Health Organization and International Labour Organization. (2022, 23 de fevereiro). *Mental health at work: policy brief*. <https://www.who.int/publications/i/item/9789240057944>

Investigação e análise quantitativa e qualitativa sobre motivos de abandono do ensino superior durante a pandemia de Covid-19

Cláudia Patrocínio Pedroza Canal – Universidade Federal do Espírito Santo, Brasil e
Universidade do Minho, Portugal

Leandro S. Almeida – Universidade do Minho, Portugal

Resumo

O abandono do Ensino Superior é fenômeno complexo devendo ser estudado a partir de uma perspectiva multidimensional que inclua necessariamente o relato dos próprios estudantes. Para realizar tais investigações, estudos de natureza mista podem ter papel relevante na compreensão mais aprofundada do fenômeno. Assim, objetivou-se, por meio de delineamento quantitativo e qualitativo, conhecer intenções de abandono do ensino superior por estudantes que ingressaram na universidade durante a pandemia de Covid-19. Participaram 698 estudantes dos dois primeiros anos de graduação, que ingressaram na universidade durante a pandemia. Eles responderam ao Questionário de Motivos de Abandono do Ensino Superior e a uma questão objetiva sobre haver pensado em desistir do curso. Entre os que responderam afirmativamente a esta questão, 32 participaram de uma entrevista semiestruturada. Os resultados mostram que há diferenças significativas de médias entre os estudantes que responderam sim ou não a respeito de pensar em abandonar o curso em três dos sete fatores do questionário: rendimento acadêmico, organização do estudo e instituição e professores. Nas entrevistas, os motivos sobre pensar em abandonar foram agrupados de acordo com significado ou conteúdo das verbalizações, como metodologia de ensino- aprendizagem na pandemia; questões financeiras e necessidade de trabalhar; saúde mental; dificuldade em conciliar horário de estudo com trabalho, atividades da casa, cuidados com familiares e/ ou atividades pessoais e outros. A análise dos dados permitiu perceber os motivos que considerados mais importantes pelos estudantes para abandono surgem com destaque tanto na análise quantitativa quanto na qualitativa, indicando áreas importantes para proposição de ações de acompanhamento visando a prevenção do abandono.

Palavras-chave: ensino superior, evasão, covid-19, motivos de abandono.

O ingresso, a permanência e a conclusão do Ensino Superior (ES) são questões importantes, com determinantes multidimensionais (Casanova et al., 2018) que devem ser abordadas incluindo também as expectativas e vivências dos próprios estudantes (Tinto, 2017; Mucci-Ferris et al., 2021). Compreender características, expectativas e motivações dos estudantes nos contextos social, econômico e histórico específicos da instituição e do curso que frequentam pode contribuir para o delineamento e a proposição de políticas para reduzir o abandono do ES (Araújo & Almeida, 2019).

Investigações sobre abandono do ES têm mostrado nesse processo o impacto de fatores pessoais, sociais, culturais e econômicos do estudante, expectativas sobre o ES, satisfação e envolvimento com o curso e com a instituição de ensino superior (IES), adaptação ao contexto universitário, especialmente durante o primeiro ano, relacionamento social com professores e colegas de curso, rendimento acadêmico, ser estudante de primeira geração, entre outros a depender de contextos e momentos específicos do curso (Oliveira et al., 2018; Casanova et al., 2018).

A despeito dos inúmeros estudos já realizados acerca dessa temática, recentemente o mundo se viu assolado pela pandemia de Covid-19 que, entre diversos efeitos, teve muitos impactos na educação dos diferentes países, incluindo a etapa da universidade. No Brasil, assim como em outras regiões do globo, a fim de prosseguir a oferta educacional, foi adotado de forma provisória o ensino remoto emergencial, no qual o conteúdo das disciplinas era trabalhado de modo on-line para manter o isolamento social e evitar a propagação do coronavírus. Durante esse período, universitários mostraram diminuição no tempo de estudo e na capacidade de

engajamento no processo de aprendizagem, comprometimento nas saúdes física e mental, aumento do grau de estresse cotidiano, média de sentimentos negativos superior à de sentimentos positivos, especialmente entre as mulheres (Osti et al., 2021). Os estudantes do ES brasileiros também enfrentaram dificuldades quanto a conectividade na internet limitada ou ausente, espaço de estudo inadequado, conciliação do estudo com trabalho e afazeres domésticos, quantidade de conteúdo dos cursos, acesso restrito a equipamentos digitais, falta de empatia e dificuldade de contato com os professores, falta de padronização das plataformas de ensino on-line, problemas na aprendizagem e adaptação no ensino remoto (Silva et al., 2022). Em estudo internacional, a UNESCO (2021) também mostrou que houveram impactos na transição do ES para o mundo do trabalho, em função da redução dos postos de emprego, assim como ampliação das desigualdades sociais e entre países. Apesar do contexto adverso da pandemia, alguns estudos apontam que os estudantes também identificaram mudanças positivas em questões acadêmicas, prioridades e valores, foco, relacionamentos, tecnologia e gerenciamento do tempo (Mucci-Ferris et al., 2021).

A fim de promover investigações nesse campo temático, estudos de natureza mista, quantitativa e qualitativa, podem contribuir para compreensão mais aprofundada. Assim, objetivou-se conhecer intenções de abandono do ES por estudantes que ingressaram na universidade durante a pandemia de Covid-19, recorrendo simultaneamente às técnicas do questionário e da entrevista.

Metodologia

Participaram 698 estudantes que ingressaram numa universidade pública brasileira durante a pandemia de Covid-19 e que cursavam os dois primeiros anos de graduação, sob organização de ensino remoto emergencial. A média de idade dos participantes foi 23,72 anos ($DP = 7,72$) e 63,5% eram do sexo feminino.

Esses universitários responderam de modo on-line ao Questionário de Motivos de Abandono do Ensino Superior (Almeida et al., 2019), versão adaptada, com questões como “Não me agrada a alimentação que faço em tempo de aulas”, “Não ter tempo suficiente para estudar como desejava” e “Ter baixo rendimento acadêmico”. As perguntas eram respondidas numa escala Likert de cinco pontos, variando de Nada importante a Muito importante quanto a fazer pensar em abandonar o ES. A adaptação em relação à versão original se deu pela retirada de dois itens que diziam respeito ao pagamento de propinas, visto que, no Brasil, a educação pública é gratuita em todos os níveis de escolarização. Os itens do questionário se organizam em sete fatores: instituição e professores, organização do estudo, relacionamento social, envolvimento no curso, bem-estar, rendimento acadêmico e recursos financeiros.

Além disso, os participantes responderam também uma questão objetiva sobre se havia pensado em desistir do curso. Entre os que responderam afirmativamente a esta última questão, 32 estudantes participaram de uma entrevista semiestruturada (Canal & Almeida, 2022) com finalidade de compreender mais especificamente os motivos que os levaram a pensar no abandono.

As respostas ao questionário foram analisadas de acordo com as médias de pontuação em cada fator e também da diferença de médias de pontuação (teste t de Student) entre estudantes que pensaram e que não pensaram em desistir em cada um dos fatores. As respostas sobre pensar em desistir foram analisadas em frequência e percentagem e, nas entrevistas, os motivos sobre pensar em abandonar foram agrupados de acordo com o significado ou conteúdo das verbalizações.

Resultados

Tendo em conta os estudantes que responderam acerca de haver pensado em abandonar, 339 (48,57%) afirmaram que já haviam pensado nessa situação no decorrer da realização do ES. A tabela 1 compara as médias nas dimensões do questionário diferenciando os estudantes que pensaram ou não pensarem em abandonar o curso.

Tabela 1

Diferenças de médias nos fatores do questionário de motivos de abandono do ensino superior entre os estudantes que pensaram e não pensaram em desistir

Fator	Pensou em desistir	Média	Desvio-padrão	t
Instituição e professores	Sim	24,51	9,04	-3,308***
	Não	26,87	9,78	
Organização do estudo	Sim	22,93	6,80	3,121***
	Não	21,24	7,50	
Relacionamento social	Sim	13,29	5,77	-1,677
	Não	14,05	6,19	
Envolvimento no curso	Sim	12,08	4,74	-1,568
	Não	12,67	5,06	
Bem-estar	Sim	13,28	4,15	3,322***
	Não	12,23	4,25	
Rendimento acadêmico	Sim	9,24	4,24	0,627
	Não	9,05	4,08	
Recursos financeiros	Sim	10,46	3,82	-0,703
	Não	10,66	3,80	

Legenda: *** $p < 0,001$

Os resultados mostram que há diferenças significativas de médias ($p < 0,05$) entre os estudantes que responderam sim ou não a respeito de pensar em abandonar o curso em três dos sete fatores do questionário. Nesse sentido, estudantes que responderam positivamente a pensar em abandonar apresentaram pontuações mais elevadas nos fatores organização do estudo e bem-estar, e menores em instituição e professores.

Nas entrevistas, os conteúdos significativos mencionados pelos estudantes para justificar o fato de haver pensado em desistir foram categorizadas em: metodologia de ensino-aprendizagem na pandemia; identificação com o curso; questões financeiras e necessidade de trabalhar; saúde mental; dificuldade em conciliar horário de estudo com trabalho, atividades da casa, cuidados com familiares e/ ou atividades pessoais; expectativa negativa com retorno presencial; falta de apoio da família; inadequação ou ausência de equipamentos digitais, de acesso a internet e de espaço para estudo; dificuldades de atenção, de aprendizagem e de memória; crenças negativas sobre o próprio desempenho no curso; relacionamento com os professores e/ ou com os colegas de curso; transição/ adaptação às exigências do ES.

Buscando compreender de forma mais complexa o tema investigado, apresentamos a seguir os fatores dos questionários com exemplos de falas das entrevistas que ilustram os conteúdos temáticos significativos identificados (Tabela 2).

Tabela 2

Integração dados questionário e entrevistas

Fatores	Conteúdos significativos	Trechos das entrevistas
Instituição e professores	Relacionamento com os professores	“(…) foi uma falha de comunicação com um professor de uma determinada disciplina, então acho que isso dificulta muito, porque às vezes o professor fala alguma coisa na aula e depois diz que não falou, então essa situação é bem estressante.”
Organização do estudo	Dificuldade em conciliar horário de estudo com	“eu estava achando que eu não ia conseguir lidar com tudo da universidade e as crianças”

Relacionamento social	cuidados de familiares	“(...) mas com relação ao social, eu me sinto um pouco deslocada (...)”
Envolvimento no curso	Relacionamento com colegas	“Considerar se a área da Enfermagem era uma área se eu queria mesmo ou não, porque os enfermeiros foram protagonistas nesse cenário da pandemia, muitos morreram por conta da doença, então veio até um pensamento assim: será que eu quero fazer parte disso? Será que eu não quero?”
Bem-estar	Identificação com o curso	“Um dos momentos do curso eu tive que dar uma pausa, mas eu acho que foi mais em razão da saúde mental mesmo. (...). Então naquele momento ali eu pensei em desistir do curso, de tudo, porque eu realmente não estava conseguindo fazer nada. (...)”
Rendimento acadêmico	Saúde mental	“(...) na universidade a gente é desafiada a construir o próprio conhecimento. Então eu demorei a me adaptar nesse processo de conseguir construir o próprio conhecimento, ler artigo para mim era uma tortura (...)”
Recursos financeiros	Transição/adaptação às exigências do ES	“Sobre a questão do dinheiro, o auxílio, eu acho pouquíssimo, muito baixo”
	Questões financeiras	

Atendo-se aos fatores que apresentaram médias maiores, de maneira estatisticamente significativa, por estudantes que pensaram em abandonar, os conteúdos das entrevistas permitem apreender que estiveram presentes em: (i) “Organização do estudo” a quantidade de atividades para realização, a dificuldade de conciliação do estudo com atividades domésticas, de cuidados da família e de trabalho; (ii) “Bem-estar”, surgiram conteúdos como insônia, ansiedade, impactos na saúde mental; (iii) “Instituição e professores”, no qual os estudantes que pensaram em abandonar apresentaram médias menores, os conteúdos que surgiram nas entrevistas diziam respeito a questões físicas, de organização, de apresentação de informações das instituições, assim como metodologia de ensino dos professores, dificuldades de comunicação com eles e também pouca atenção percebida pelos estudantes.

Discussão e conclusão

A análise dos dados permite perceber que os fatores “Organização do estudo” e “Bem-estar” do questionário e conteúdos como dificuldade de conciliar estudo e outras atividades diárias e questões de saúde mental mencionados nas entrevistas foram identificados como dificuldades ou risco para o abandono dos estudantes que frequentavam a universidade durante a pandemia de Covid-19 (Osti et al., 2021; Silva et al., 2022). Quanto ao fator “Instituição e Professores” ter obtido média menor de pontuação entre os estudantes que pensaram em abandonar, apesar de ser um fator de risco de abandono (Oliveira et al., 2018), uma hipótese que levantamos para explicar refere-se ao fato de os participantes da pesquisa, por estarem no início do curso podem relacionar esse fator a momento transitório de adaptação e também a de que, ao frequentar o ensino não presencial durante a pandemia, podem ter feito dimensionado em menor escala o valor de condições da instituição e de características ligadas aos professores para a realização do curso superior, visto ainda não os conhecer pessoalmente.

As entrevistas não possuíam como ponto de partida os fatores em torno dos quais se organizam os questionários e, portanto, o surgimento de motivos ligados aos

fatores identificados também no questionário mostram a importância desses motivos para compreender o abandono do ES e que as estratégias de acompanhamento e intervenção a serem delineadas pelas IES devem se fundamentar nessas categorias. Cabe destacar que diversos conteúdos mais específicos surgidos durante a entrevista não são exclusivos do momento de pandemia, mas que podem ter tido manifestação diferente em decorrência da configuração própria do ES durante esse período. Dessa maneira, temáticas como transição e adaptação às exigências do ES, rendimento acadêmico, identificação com o curso, entre outros, merecem ser inventariados e analisados pelas instituições a fim de intervir no fenômeno do abandono e promover maior permanência e conclusão dos cursos (Casanova et al., 2018; Oliveira et al., 2018).

Ainda, salientamos que a pesquisa com questionário e entrevista, análise quantitativa e qualitativa, permitiu compreensão mais profunda do fenômeno estudado, tanto possibilitando generalizações quanto entendimento mais pormenorizado de alguns fatores e motivos que foram relevantes na investigação. Por fim, evidencia-se a relevância de estudos que considerem a problemática abordada na perspectiva do estudante a fim de contribuir na proposição de ações de acompanhamento e apoio face às suas necessidades sentidas tendo em vista a prevenção do abandono.

Referências

- Almeida, L. S., Casanova, J. R., Bernardo, A. B., Cervero, A., Santos, A. A. A., & Ambiel, R. A. M. (2019). Construção de um Questionário Transcultural de Motivos de Abandono do Ensino Superior. *Avaliação Psicológica*, 18 (2), 201-209. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2019.1802.17694.11>
- Araújo, A. M., & Almeida, L. S. (2019). Sucesso acadêmico no ensino superior: aprendizagem e desenvolvimento psicossocial. In: L. S. Almeida (ed.). *Estudantes do ensino superior: desafios e oportunidades* (pp. 159-178). ADIPSIEDUC.
- Canal, C., & Almeida, L. S. (2022). Vivências e Permanência no Ensino Superior de Universitários Brasileiros que ingressaram durante a Covid-19. *Psicologia, Educação e Cultura*, 3 (26), 122-138.
- Casanova, J. R., Cervero, A., Núñez, J. C., Almeida, L. S., & Bernardo, A. (2018). Factors that determine the persistence and dropout of university students. *Psicothema*, 30 (4), 408-414. doi: 10.7334/psicothema2018.155
- Mucci-Ferris, M., Grabsch, D. K., Bobo, A. (2021). Positives, negatives, and opportunities arising in the undergraduate experience during the COVID-19 pandemic. *Journal of College Student Development*, 62 (2), 203-218. <https://doi.org/10.1353/csd.2021.0017>
- Oliveira, C. T. de, Haddad, E. J., Dias, A. C. G., Teixeira, M. A. P., & Koller, S. H. (2018). Closing the Gap: Affirmative Action and College Adjustment in Brazilian Undergraduate Universities. *Journal of College Student Development*, 59 (3), 347-358. <https://doi.org/10.1353/csd.2018.0031>
- Osti, A., Freitas, P. J. J. A., & Almeida, L. S. (2021) O Comprometimento acadêmico no contexto da pandemia da covid-19 em estudantes brasileiros do ensino superior. *Revista Práxis*, 3, 275-292. <https://doi.org/10.25112/rpr.v3.2676>
- Silva, R. F. da, Zapszalka, F., & Razzolini Filho, E. (2022). Ensino remoto em tempos de pandemia: uma análise das dificuldades enfrentadas pelos estudantes de graduação. *Revista Brasileira de Política e Administração da Educação*, 38 (1), e118150. <https://doi.org/10.21573/vol38n002022.118150>
- Tinto, V. (2017). Through the eyes of students. *Journal of College Student Retention: Research, Theory and Practice*, 19 (3), 254-269. DOI: 10.1177/1521025115621917
- UNESCO. (2021). *COVID-19: reopening and reimagining universities, survey on higher education through the UNESCO National Commissions*. UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000378174>

Estudo Exploratório da Escala de Metodologias de Ensino

Soraia Garcês, Universidade da Madeira, Research Centre for Tourism, Sustainability and Well-being – Universidade do Algarve; & OSEAN, soraia@staff.uma.pt

Graciela Sousa, Universidade da Madeira, gracielasousa99@gmail.com

Resumo

Os métodos de ensino são um conjunto de procedimentos, técnicas e estratégias utilizados pelos docentes que visam assegurar a aprendizagem dos alunos. Este processo de aprendizagem é influenciado pelo método de ensino utilizado pelos docentes. Neste sentido, realça-se a importância da escolha e aplicação de um método consoante as necessidades dos alunos, as suas potencialidades e fragilidades, com vista à promoção da aprendizagem dos conteúdos e preparação para as exigências do mundo moderno. Devido à falta de instrumentos que visam identificar os métodos de ensino utilizados pelos docentes, foi desenvolvida a escala de métodos de ensino. Neste estudo, realizou-se uma análise fatorial exploratória preliminar da mesma. Esta análise demonstrou a existência de três fatores: MA/I (Método Ativo/Interrogativo); MD (Método Demonstrativo) e ME (Método Expositivo), com a fiabilidade de .738, .637 e .495, respetivamente, com um total de variância explicada de 49.53%. O instrumento, apesar de necessitar de algumas melhorias, apresenta potencial de utilização na identificação de métodos de ensino.

Palavras-chave: Educação; Método Expositivo; Método Demonstrativo; Método Interrogativo; Método Ativo; Análise Fatorial Exploratória.

1. Introdução

Com o decorrer dos tempos os métodos de ensino têm sofrido alterações ao longo da história. Se remetermos para a origem da própria palavra encontramos o latim *methodus*, e este com uma origem grega *meta*, cujo significado assenta em objetivos. Também ainda na sua etimologia encontramos *thodos* cujo significado remete para caminho ou percurso (Rangel, 2014). Ao confrontarmos esta etimologia vemos que desde logo os métodos de ensino procuram ser um caminho para o atingir de objetivos, sendo portanto ferramentas que os docentes detêm para, através de diferentes atividades ou estratégias, conduzir os seus alunos ao alcançar dos seus objetivos de aprendizagem, adquirindo por este caminho um conjunto de habilidades (Marreiros, 2016).

O estudo desta temática dada a sua importância tem sido muito enfatizada nas diferentes culturas e sociedades, sendo que a própria investigação científica tem vindo a demonstrar que seja qual for o método de ensino utilizado existem habitualmente vantagens e desvantagens associadas ao mesmo, não existindo portanto “perfeição” e um único método que possa conduzir a uma aprendizagem mais profícua (Kolesnikova, 2016).

Nesta ótica é por isso importante considerar que escolher um método de ensino deve também ter em consideração a quem o mesmo se destina. É por isso relevante ter em conta as características individuais dos alunos e estilos de aprendizagem de modo a otimizar o processo de ensino-aprendizagem (Kolesnikova, 2016). Esta otimização só é possível tendo em conta que cada aluno é uma pessoa única com características únicas, sendo fundamental que os docentes revelem flexibilidade na utilização dos diferentes métodos de modo a chegar ao maior número de alunos possível e dessa forma guiá-los na sua aprendizagem (Ganyaupfu, 2013).

2. Métodos de Ensino

Ao longo do percurso da Educação o encontro de um método de ensino ideal tem sido muito ambicionado. Contudo, neste longo caminho, diferentes ideias e métodos têm sido identificados e caracterizados pelos investigadores. Como exemplos, podemos mencionar os métodos individuais que têm em consideração o aluno *per si*, os seus interesses e capacidades; por outro lado, temos os métodos de ensino realizados em grupo, nos quais os professores utilizam métodos coletivos, onde o diálogo, a interação entre alunos e colaboração são palavras de ordem (Rangel, 2014).

Porém talvez a tipologia de métodos mais reconhecida e utilizada são os métodos expositivo, demonstrativo, interrogativo e ativo (Silva, 1992). Nesta linha de raciocínio apaz-nos por isso nos debruçar sobre esta tipologia. Considerando o método expositivo, é provavelmente aquele dotado de uma maior tradição. A sua aplicação é unidirecional, ou seja, do professor para o aluno, fazendo parte integrante a transmissão de conteúdos maioritariamente através da oralidade. O aluno aqui é visto apenas como um recetor do conhecimento do professor. A literatura tem revelado que apesar da “antiguidade” deste método, muito do seu sucesso ou insucesso está aliado ao professor e à forma como este comunica as matérias a lecionar. Docentes que conseguem atrair os seus alunos, demonstrando motivação, são talvez a “chave” para o sucesso da aprendizagem através deste métodos (Gouveia et al., 2007). Por outro lado, este método é também amplamente reconhecido por levar o aluno à exposição de um número elevado de informação, sem espaço para as suas opiniões e limitando-se assim o papel e envolvimento do aluno na sala de aula. Tal facto leva por isso a uma diminuição da motivação para com o estudo, potencializando apatia por parte dos alunos (Estrada, 2013). Um dos métodos também bem reconhecido no mundo educativo, é o método demonstrativo. Este tende a centrar-se no processo e no modo como as tarefas são executadas, tendo aqui o docente um papel de destaque. É um método que, como o próprio nome indica, implica que o docente exemplifique e explique de forma específica as diferentes atividades e conhecimento a transmitir. Neste método o aluno aprende não apenas ouvindo, mas observando, dialogando e praticando com o docente (Gouveia et al., 2007). Por tal, tende por isso a ser uma método que potencializa uma maior interação entre aluno e docente, mais motivador para os alunos, o que promove um maior e melhor desempenho do aluno para com a sua aprendizagem. Claramente que, como já foi acima referido, todos os métodos implicam também algumas desvantagens. No caso do método demonstrativo dado o desafio que coloca poderá implicar a utilização de alguns materiais e como tal, muitas vezes, a falta de recursos por parte das instituições de ensino, poderá limitar a sua utilização, assim como também o tempo de preparação e implementação deste tipo de atividade poderá ser elevado, limitando-se assim a sua aplicação (Gouveia et al., 2007). O método interrogativo é um método que, contrariamente ao expositivo, é caracterizado por uma comunicação bilateral entre professor e aluno, possibilitando a autodescoberta por parte do aluno. O docente continua a fazer parte deste processo, no entanto, ele incentiva à colocação de questões e ao raciocínio livre dos alunos (Gouveia et al., 2007). O docente é aqui um “condutor” do processo, corrigindo quando necessário, mas o aluno é um agente ativo no desenvolvimento do seu conhecimento e no seu próprio processo de aprendizagem (Estrada, 2013). É um método que toma em conta a individualidade de cada aluno, incluindo as suas experiências pessoais. No entanto, a literatura também revela que este método exige grande espaço de tempo e não possibilita a interação entre os alunos ou grupos de alunos (Estrada, 2013). O método ativo implica que o aluno toma uma posição mais ativa no seu desenvolvimento e aprendizagem. Aqui a comunicação não é exclusivamente bilateral mas toma-se em consideração a comunicação não só com o docente mas também com os próprios pares na construção do conhecimento. É, por tal, um método que implica uma capacidade de coordenação elevada possibilitando uma orientação e instrução face às aprendizagens desejadas (Gouveia et al., 2007). No geral, este é tido como um método que promove uma relação profícua e eficiente entre discentes e docentes, o trabalho em equipa e a preparação para a vida mais ativa junto da comunidade e futuramente no mundo laboral (Estrada, 2013). Como seria de esperar,

também neste método vemos espelhadas algumas dificuldades, como a possibilidade das divergentes opiniões levarem a conflitos e se não existir uma coordenação/condução da aula de modo eficiente, será mais desafiante o atingir dos objetivos de aprendizagem (Estrada, 2013).

Ainda numa outra vertente, de acordo com Piletti (1987) poderemos considerar os métodos de ensino em duas grandes categorias: os métodos tradicionais e os novos métodos ou métodos ativos. Falar de métodos tradicionais é falar de estratégias de ensino que assentam na transmissão unilateral do conhecimento por parte do docente, continuando este a ser o centro do processo educativo (Joaquim, 2018). Por outro lado, os novos métodos podem ser encarados como alternativa ao método tradicional onde o centro do processo é o próprio aluno. O docente toma um papel de orientação no processo de aprendizagem, devendo ter em conta as idiosincrasias dos alunos (Piletti, 1987).

Face a tudo o exposto é claro que a busca por métodos exequíveis e facilitadores da aprendizagem são muito desejados, sendo constante a busca por novos métodos de forma a colmatar eventuais dificuldades e promover o sucesso educativo dos alunos nas suas diferentes esferas: pessoal e social (Kolesnikova, 2016). Contudo, existe uma escassez de instrumentos, em Portugal, que avaliam os métodos de ensino utilizados. Como tal, objetiva-se aqui apresentar um estudo exploratório de um novo instrumento de avaliação de metodologias de ensino.

3. Metodologia

3.1 Participantes

A amostra é constituída por 329 docentes de todos os ciclos de ensino, desde o pré-escolar ao ensino superior, distribuídos por todo o território português, dos quais 280 (85.1%) são do sexo feminino e 49 (14.9%) do sexo masculino. Relativamente às idades dos participantes, verificou-se que variam entre os 24 e 70 anos de idade, apresentando uma média global da amostra de 48,67 anos. No que diz respeito ao estado civil, 187 (56.8%) participantes são casados, 64 (19.5%) estão solteiros e 37 (11.2%) são divorciados. Tendo por base os ciclos de ensino, 20.1% da amostra leciona na pré-escolar, 26.1% no 1º ciclo, 17% no 2º ciclo, 13.7% no 3º ciclo, 14% no ensino secundário e 9,1% no ensino superior.

3.2 Instrumento

A escala de métodos de ensino foi construída de raiz tendo por base os métodos pedagógicos definidos por Silva (1992), na qual foram inseridas questões específicas de cada um dos métodos. Inicialmente, esta escala era constituída por 14 itens, passando posteriormente para 13 itens, após a devida análise psicométrica. Os itens estão distribuídos numa escala de tipo *Likert* de sete valores, variando entre o *Discordo Totalmente* e o *Concordo Totalmente*. As frases “Nas minhas aulas o aluno assume um papel passivo.” e “Estimulo a autonomia, criatividade e iniciativa dos alunos.” são alguns exemplos dos itens que constituem esta escala. A interpretação dos resultados faz-se pela média dos itens que pertencem a cada método de ensino, sendo que a média mais alta corresponde ao método mais utilizado pelo docente.

4. Resultados

Foi realizada uma análise fatorial exploratória (EFA) preliminar. O valor do teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) foi de .783, sendo ligeiramente superior ao valor de referência (.7) e o *p-value* do teste de esfericidade de Barlett apresentou um valor inferior à .001, o que possibilitou continuar com a análise fatorial exploratória.

Para determinar o número de fatores a reter na escala, recorreu-se ao critério de Kaiser e Scree Plot. O gráfico de Scree Plot, tal como o critério de Kaiser, ambos demonstraram a existência de 3 fatores, que explicam 46.75% da variância. Posto esta

primeira análise realizou-se uma nova EFA, com rotação *varimax* e uma supressão de *eigenvalues* a .40, levando à eliminação do item 3. A eliminação deste item, levou à obtenção de um valor de KMO =.787 e aumentou a variância explicada para 49.53%. Na tabela 1 encontra-se a matriz rodada dos 3 fatores e respetiva cargas fatoriais.

Neste sentido, a escala ficou constituída por três fatores, nomeadamente o MA/I (Método Ativo/Interrogativo) através da média dos itens 2, 5, 6, 10, 13, 14, o MD (Método Demonstrativo) pela média dos itens 4, 8 e 11 e o ME (Método Expositivo) através da média dos itens 1, 7, 9 e 12. A fiabilidade, por meio do alfa de *Cronbach* do MA/I é .738, do MD é .637 e do ME é de .495.

Tabela 1

Cargas fatoriais da solução de três fatores.

	Fator		
	1	2	3
1. Nas minhas aulas o aluno assume um papel passivo.			.559
2. Realizo questões abertas aos meus alunos.	.605		
4. Retiro algum tempo da aula para exemplificar e executar determinada tarefa.		.767	
5. Estimulo a autonomia, criatividade e iniciativa dos alunos.	.553		
6. Foco-me individualmente nos meus alunos.	.470		
7. Não solicito opiniões aos meus alunos.			.650
8. Promovo a aprendizagem através da observação.		.610	
9. Transmito a informação/matéria através da exposição de conteúdos.		.534	.502
10. Os alunos são agentes ativos do seu processo de aprendizagem.	.751		
11. Antes da realização de uma tarefa, demonstro o processo e a forma como se executa.		.809	
12. As minhas aulas regem-se por uma comunicação unidirecional.			.699
13. Nas minhas aulas o aluno assume uma papel ativo.	.736		
14. Promovo a aprendizagem por autodescoberta.	.726		

Conclusão

Os métodos de ensino utilizados pelos docentes apresentam-se como um fator importante no processo de aprendizagem dos alunos, pelo que se realça a importância dos docentes escolherem um método que seja o mais adequado perante o grupo de alunos que tem a sua frente (Estrada, 2013). Os métodos considerados mais eficazes promovem o envolvimento dos alunos no processo de aprendizagem, desenvolvem a capacidade do pensamento crítico-reflexivo dos alunos, estimulam a curiosidade pelos temas da aula e promovem o envolvimento com as tarefas (Kolesnikova, 2016).

Através da análise fatorial exploratória, considera-se que a Escala de Métodos de Ensino apresenta características psicométricas adequadas, mas com potencial de melhorias, em especial no fator referente ao ME, com vista a aumentar a fiabilidade desta mesma escala. A construção desta escala tornou-se pertinente, dado tanto quanto

sabermos, não existir instrumentos que visem avaliar e identificar os métodos de ensino utilizados pelos docentes em Portugal. Assim, a possibilidade de identificar as metodologias de ensino utilizadas pelos docentes poderá ser uma mais valia para os próprios docentes, visto que podem realizar uma avaliação do seu próprio método de ensino e futuramente fazer as adequações necessárias consoante as exigências. Para além disto, pode ser um instrumento pertinente para o levantamento dos métodos mais utilizados num determinado ciclo de ensino, escola ou grupo de escolas e medir o impacto que podem estar a ter no processo de aprendizagem dos alunos ou noutras variáveis consideradas pertinentes. Ainda, poderá contribuir para o desenvolvimento de metodologias de ensino mais adequadas à evolução do sistema educativo, quer seja ao nível nacional, mas também ao nível europeu.

Referências bibliográficas

- Estrada, C. M. (2013). *A compreensão evolutiva do ensino e da aprendizagem como promoção da melhoria da prática docente* [Dissertação de Mestrado, Universidade Católica Portuguesa]. Repositório Institucional da Universidade Católica Portuguesa. <http://hdl.handle.net/10400.14/15991>
- Ganyaupfu, E. M. (2013). Teaching methods and students' academic performance. *International Journal of Humanities and Social Science Invention*, 2(9), 29-35.
- Gemignani, E. Y. (2012). Formação de professores e metodologias ativas de ensino-aprendizagem: ensinar para a compreensão. *Fronteiras da Educação*, 1(2).
- Gouveia, J., Oliveira, A., Machado, C., Rodrigues, C., & Miranda, C. (2007). *Métodos, técnicas e jogos pedagógicos: recurso didático para formadores*. Braga: Exponente. <http://hdl.handle.net/20.500.11796/2355>
- Joaquim, A. F. (2018). *O papel do trabalho de projeto no ensino profissional da disciplina de área de integração* [Dissertação de Mestrado, Universidade de Lisboa]. Repositório da Universidade de Lisboa. <http://hdl.handle.net/10451/34940>
- Kolesnikova, I. V. (2016). Combined Teaching Method: An Experimental Study. *World Journal of Education*, 6(6), 51-59. <http://dx.doi.org/10.5430/wje.v6n6p51>
- Marreiros, A. P. (2016). *Ensinar, aprender e desenvolver: métodos ativos e relações entre gerações como proposta de ensino-aprendizagem no ensino profissional: o caso particular de uma turma de 1º ano de técnico auxiliar de saúde, em Cuba, Alentejo* [Dissertação de Mestrado, Universidade de Lisboa]. Repositório da Universidade de Lisboa. <http://hdl.handle.net/10451/24614>
- Matos, J. C. (2016). *Prática de ensino supervisionada em Ensino do 1º e 2º Ciclo do Ensino Básico* [Dissertação de Mestrado, Instituto Politécnico de Bragança]. Biblioteca Digital do IPB. <http://hdl.handle.net/10198/12813>
- Piletti, C. (1987). *Didática geral*. Ática.
- Rangel, M. (2014). *Métodos de ensino para a aprendizagem e a dinamização das aulas*. Papyrus Editora.
- Silva, G. (1992). *Métodos e Técnicas Pedagógicas*. Lisboa: Companhia Nacional de Serviços S. A.

Percepções de inclusão em estudantes imigrantes no ensino superior

Vera Gerpe, Márcia Laranjeira, Maíra Fonsêca, Carla Lopes & Maria Odília Teixeira

Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa

Resumo

Entre as transformações sociais ocorridas nos últimos anos, Portugal diminuiu a sua taxa de emigração e passou a país de acolhimento de imigrantes. Neste processo, é fundamental pensar a integração de crianças, adolescentes e jovens adultos estrangeiros, designadamente no contexto escolar, que representa espaço inclusivo de vivência diária. Como recurso referenciador à prática inclusiva, neste estudo são apresentados os resultados da versão portuguesa da *Scale of Perceptions on Inclusion in the University* (SPIU), em grupos de imigrantes e não imigrantes. A construção da escala resultou da operacionalização de indicadores de inclusão propostos pelo Índice para a Inclusão (Booth & Ainscow, 2002), organizados em três eixos: políticas, práticas e culturas de inclusão. Participaram neste estudo 164 estudantes de diferentes cursos e instituições do ensino superior, dos quais 66 são imigrantes e 98 não imigrantes. No estudo da percepção de inclusão dos estudantes imigrantes, os resultados das diferenças entre grupos (*t-student*) revelam médias significativamente inferiores do grupo imigrante nas subescalas políticas inclusivas ($p < 0,001$) e cultura inclusiva ($p < 0,001$). Estes dados tendem a alertar para a importância da intervenção multinível em educação, em que o conceito de educação inclusiva emerge num sistema de ecologia de equidade em toda a instituição educativa, de modo a ser vivenciada por todos os intervenientes educativos.

Palavras-chave: educação inclusiva; imigração; índice para a inclusão

Introdução

O presente estudo trata da percepção de inclusão entre estudantes imigrantes e não imigrantes em cursos de ensino superior em Portugal. A questão da inclusão de imigrantes, sobretudo no campo da educação, é atualmente de grande relevância no contexto português, conforme indica um relatório recente da OCDE, que indica a existência de diferenças importantes no aprendizado e bem-estar de estudantes oriundos de ambientes vulneráveis, nomeadamente de estudantes de baixa renda, de origem imigrante e de comunidades ciganas em Portugal (OCDE, 2022).

O conceito de inclusão assume o lugar da noção de integração, e sua distinção é fundamental, uma vez que são conceitos divergentes. No modelo da integração, o objetivo era ultrapassar as diferenças. Para isso, aos alunos considerados diferentes eram disponibilizadas condições também diferentes. No paradigma da inclusão, a diferença é vista como mais-valia, como oportunidade de crescimento (Freire, 2008). Não é um problema a ser enfrentado, mas um desafio (Rodrigues, 2014). Desta forma, de acordo com o novo paradigma da educação inclusiva, é responsabilidade da escola promover as acomodações necessárias para que o estudante tenha sucesso (Laranjeira et al., 2022). Esta transformação não diz respeito apenas à estrutura física da escola, mas sobretudo à sua vida social, cultural, pedagógica e curricular (Armstrong & Rodrigues, 2014).

O estudo utilizou a Escala de Percepções de Inclusão no Ensino Superior - SPIU, que foi desenvolvida com base no *Index for Inclusion* (Booth & Ainscow, 2002). O *Index for Inclusion* é um guia para o desenvolvimento de escolas inclusivas, contendo 70 indicadores de desenvolvimento, organizados em três eixos: políticas, práticas e culturas de inclusão.

O conceito de inclusão é apresentado nas três versões do Index de forma dinâmica, como um conceito em desenvolvimento, a partir da ideia de processo, de investigação e de participação (Santos et al., 2014). Em suas três dimensões, o *Index for Inclusion* se propõe a auxiliar no processo de fomento e desenvolvimento de práticas, políticas e culturas inclusivas. Este instrumento, amplamente utilizado por escolas ao redor do mundo, tornou-se referência para a construção de escolas e comunidades inclusivas.

Método

Participantes

A amostra consistiu em 164 estudantes de diferentes cursos e instituições do ensino superior em Portugal, sendo 66 imigrantes e 98 não imigrantes. Destes, 109 são do género feminino, 52 do género masculino, 2 não-binário, e 1 outro.

Instrumentos

Escala de Percepções de Inclusão no Ensino Superior

Para analisar as percepções de inclusão dos alunos, o instrumento utilizado foi a Escala de Percepções de Inclusão no Ensino Superior, versão portuguesa da *Scale of Perceptions on Inclusion in the University* (SPIU; Puente et al., 2022). Esta versão é constituída por 25 itens, organizados nas subescalas políticas, práticas e cultura de inclusão. A resposta é dada numa escala Likert de 5 pontos (1 – *Discordo totalmente*, 5 – *Concordo totalmente*).

Questionário sociodemográfico

Este instrumento foi construído no âmbito da investigação e contém informações sociodemográficas.

Procedimentos

A recolha dos dados foi realizada online, através da plataforma *Qualtrics*, durante o ano letivo 2022/2023. Foram enviados pedidos de colaboração por email a coordenadores de cursos superiores do continente e ilhas, solicitando o encaminhamento do link do estudo aos estudantes. Os participantes foram informados sobre os objetivos do estudo, a natureza voluntária da participação e o anonimato e confidencialidade dos dados. A participação demorou cerca de 10 minutos. A análise estatística dos dados foi realizada através do software *IBM SPSS Statistics 27*.

Resultados

Diferenças entre grupos

Nos resultados de diferenças entre médias, com utilização do teste *t-student* (Tabela 1), o grupo de estudantes imigrantes ($n = 66$) apresentou médias significativamente inferiores nas subescalas cultura e políticas de inclusão, comparativamente com o grupo de estudantes não imigrantes ($n = 98$). Na subescala relativa à percepção de práticas inclusivas não foram encontradas diferenças. Considerando o coeficiente *d* de Cohen, a magnitude dos efeitos é moderada.

Tabela 1.

Diferenças nas subescalas da SPIU entre estudantes imigrantes e não imigrantes

	Imigrantes		Não imigrantes		<i>t</i> ^(gl)	<i>p</i>	<i>d</i>
	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>			
Cultura	12. 88	3. 58	14. 64	3.1 7	-3.32 ⁽¹⁶²⁾	0.001	-0.53
Políticas	31. 76	8. 97	35. 86	8.3 3	-3.00 ⁽¹⁶²⁾	0.003	-0.48
					1.33 ⁽¹⁶²⁾	0.19	-0.21

Discussão

Nos resultados das diferenças entre grupos, considerando o fator “ser imigrante”, as médias são significativamente inferiores do grupo imigrante na subescala políticas inclusivas e cultura inclusiva. Os dados obtidos revelam que, na amostra utilizada, embora não haja variação quanto às práticas inclusivas na instituição em que estudam em relação aos não imigrantes, sua percepção de inclusão é menor que a de não imigrantes quanto às políticas e à cultura inclusiva. Estes dados reforçam a percepção de que o sistema escolar precisa de atender aos estudantes numa perspetiva de equidade, com atenção à construção conjunta, por parte de todos os intervenientes nos processos educativos, de políticas e culturas institucionais que sejam efetivamente pautadas nos princípios da educação inclusiva.

Referências

- Armstrong, F., & Rodrigues, D. (2014). *A Inclusão nas Escolas*. Fundação Francisco Manoel dos Santos. <https://ria.ufrn.br/jspui/handle/123456789/770>
- Booth, T., & Ainscow, M. (2002). *Index for Inclusion: Developing learning and participation in schools*. Centre for Studies on Inclusive Education.
- Freire, S. (2008). Um olhar sobre a inclusão. *Revista da Educação*, XVII(1), 5-20. <http://hdl.handle.net/10451/5299>
- Laranjeira, M., Teixeira, M. O., Roberto, M. S., & Sharma, U. (2022). Measuring teachers' attitudes and intentions towards inclusion: Portuguese validation of Attitudes to Inclusion Scale (AIS) and Intention to Teach in Inclusive Classroom Scale (ITICS). *European Journal of Special Needs Education*. <https://doi.org/10.1080/08856257.2022.2107683>
- OECD (2022), *Review of Inclusive Education in Portugal, Reviews of National Policies for Education*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/a9c95902-en>
- Puente, L. L., Asorey, M. F., & Castro, M. B. (2022). What defines inclusion in higher education institutions? Validation of an instrument based on the 'index for inclusion'. *International Journal of Disability, Development and Education*, 69(1), 91-105. <https://doi.org/10.1080/1034912X.2021.1992752>
- Rodrigues, D. (2014). Os desafios da Equidade e da Inclusão na formação de professores. *Revista de Educación Inclusiva*, 7 (2), 5-21. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4773176>
- Santos, M. P. dos., Nascimento, A. G. do., Motta, E. da R., & Carneiro, L. A. B.. (2014). O index para a inclusão como instrumento de pesquisa: uma análise crítica.

Revista Brasileira De Educação Especial, 20(4), 485-496.
<https://doi.org/10.1590/S1413-65382014000400002>

Atitudes e intenções inclusivas dos docentes: Papel da formação em inclusão e do bem-estar

Márcia Laranjeira & Maria Odília Teixeira

Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa

Resumo

Tornar as escolas contextos sociais inclusivos representa uma das principais preocupações dos sistemas educativos. As escolas, e particularmente os professores, são responsáveis por reconhecer a diversidade existente entre os alunos e adequar os processos de ensino às características e necessidades de cada um, com a finalidade última de garantir a aprendizagem e a plena participação na vida escolar. Reconhecendo o papel-chave dos docentes na concretização das políticas inclusivas, torna-se crucial identificar variáveis que contribuem para a sua preparação para ensinar em ambientes inclusivos. O presente estudo tem como objetivos analisar as atitudes e intenções de inclusão dos docentes, verificando o efeito das variáveis 'formação em inclusão' e 'bem-estar'. A amostra é constituída por 171 docentes (86% feminino), de escolas de diferentes regiões de Portugal. Os participantes responderam à Escala de Atitudes de Inclusão, à Escala de Intenções de Ensino Inclusivo em Sala de Aula, à Escala de Desenvolvimento e Bem-estar e a um questionário de dados sociodemográficos e profissionais. Em geral, os docentes revelaram atitudes e intenções tendencialmente positivas. Os professores com formação em inclusão apresentaram atitudes e intenções inclusivas mais favoráveis, comparativamente com os seus colegas sem formação. Nos resultados dos modelos de regressão linear, o bem-estar surge como uma variável explicativa das diferentes dimensões das atitudes e intenções. São discutidas as implicações dos resultados para as intervenções dirigidas aos professores.

Palavras-chave: educação inclusiva; professores; atitudes; intenções; formação; bem-estar

Introdução

Garantir a inclusão e a equidade na educação é uma das prioridades das agendas educativas internacionalmente (UNESCO, 2017). Em Portugal, o Decreto-lei nº54/2018 consagrou o compromisso do sistema educativo com a educação inclusiva, processo que visa assegurar a aprendizagem e a plena participação na vida escolar de todos os alunos. A operacionalização do decreto ao nível das comunidades, das escolas e das salas de aula é concretizada através do desenho universal para a aprendizagem e da abordagem multinível no acesso ao currículo (Pereira et al., 2018). Em ambas as opções metodológicas, os professores são os principais responsáveis pela implementação das ações necessárias à inclusão dos alunos. A atribuição desta responsabilidade aos docentes implica uma análise cuidadosa da sua preparação para lidar com as exigências e desafios subjacentes ao seu papel. Neste sentido, é fundamental analisar em que medida os professores se sentem preparados para lidar com a diversidade existente entre os alunos e identificar estratégias que lhes permitam colocar as políticas de inclusão em prática, de forma segura e eficaz.

A aplicação da Teoria do Comportamento Planeado (Ajzen, 2005) à explicação das práticas inclusivas dos docentes enfatiza o papel das atitudes e das intenções de inclusão (Sharma & Jacobs, 2016). Isto significa que o grau em que os professores acreditam que a inclusão beneficia a aprendizagem dos alunos e, sobretudo, o grau em que planeiam implementar práticas compatíveis com estas crenças, irá predizer os seus comportamentos (Opoku et al., 2021).

Neste âmbito, a literatura destaca o papel fulcral da formação inicial e contínua dos docentes (Forlin et al., 2014). As intervenções têm demonstrado um efeito positivo nas atitudes (Sharma & Nuttal, 2016) e intenções de inclusão (Song et al., 2019). Os professores sem formação em inclusão tendem a apresentar atitudes menos favoráveis e maior resistência à implementação de práticas inclusivas (Forlin, 1995).

As transformações políticas, educacionais e sociais das últimas décadas, que acarretam novos desafios e exigências para os professores, têm suscitado o interesse no estudo do bem-estar docente, não apenas como variável dependente, mas também como um importante preditor da qualidade das suas práticas pedagógicas (Turner & Thielking, 2019). No modelo proposto por Jennings e Greenberg (2009), o bem-estar do professor é uma das variáveis que irá determinar a qualidade da relação professor-aluno e da gestão da sala de aula. Neste sentido, é plausível considerar que o bem-estar dos professores se irá associar à forma mais ou menos positiva como encaram a inclusão de alunos com necessidades especiais e as suas intenções de adotar práticas para reduzir as barreiras à aprendizagem desses alunos.

Considerando este enquadramento teórico e empírico, o presente trabalho pretende contribuir para aumentar o conhecimento sobre as atitudes e intenções de inclusão dos professores, a partir de duas escalas recentemente validadas para a população portuguesa (Laranjeira et al., 2022). Para tal, estabeleceram-se os seguintes objetivos: (1) analisar em que medida os professores apresentam atitudes e intenções favoráveis à inclusão; (2) verificar se existem diferenças nas atitudes e intenções de inclusão entre os professores com e sem formação em inclusão; e (c) analisar o efeito do bem-estar dos professores nas suas atitudes e intenções de inclusão.

Método

Participantes

Participaram no estudo 171 docentes (86% do género feminino), que lecionavam no Ensino Básico e Secundário em escolas de diferentes regiões geográficas de Portugal. Os participantes tinham idades compreendidas entre os 26 e os 63 anos ($M = 49.36$, $DP = 8.13$) e tempos de serviço entre um e 40 anos ($M = 21.65$, $DP = 10.97$).

Instrumentos

Escala de Atitudes de Inclusão

A Escala de Atitudes de Inclusão (EAI; Laranjeira et al., 2022) é composta por oito itens que avaliam as atitudes dos docentes relativamente à inclusão de alunos com necessidades educativas especiais. A escala está organizada em duas subescalas, cada uma constituída por quatro itens: crenças (e.g., “Acredito que a inclusão beneficia a aprendizagem de todos os alunos”) e sentimentos (e.g., “Estou feliz pelo facto de na minha sala de aula ter alunos que precisam de ajuda nas suas atividades diárias”). Os docentes indicam o seu grau de concordância com cada item, utilizando uma escala de resposta de Likert de 7 pontos (1 = *discordo totalmente*, 7 = *concordo totalmente*). A EAI foi validada para a população portuguesa com base na *Attitudes to Inclusion Scale* (Sharma & Jacobs, 2016). Os dados da análise fatorial confirmatória da versão portuguesa corroboram a estrutura bidimensional da escala ($D^2 / gl = 2.75$, CFI = 0.96, TLI = 0.94, RMSEA = 0.12, SRMR = 0.04). As subescalas apresentam indicadores de consistência interna (ω) entre 0.88 e 0.94 (Laranjeira et al., 2022).

Escala de Intenções de Ensino Inclusivo em Sala de Aula

A Escala de Intenções de Ensino Inclusivo em Sala de Aula (EIEISA; Laranjeira et al., 2022) corresponde à versão portuguesa da *Intention to Teach in Inclusive Classroom Scale* (Sharma & Jacobs, 2016). A escala contém sete itens que avaliam as intenções dos docentes em ensinar de forma inclusiva, distribuídos em duas subescalas: três itens pertencentes à subescala alterações ao currículo (e.g., “Alterar o currículo para atender às necessidades de aprendizagem de um aluno com dificuldades, matriculado na turma”); e quatro itens que correspondem à subescala trabalho colaborativo (e.g., “Reunir com os pais de um aluno que está com problemas na minha turma”). Os professores devem indicar a probabilidade da implementarem cada uma das práticas inclusivas apresentadas, numa escala de 1 (*extremamente improvável*) a 7 (*extremamente provável*). A análise fatorial

confirmatória aponta para a adequabilidade da estrutura de dois fatores na versão portuguesa da escala ($D^2 / gl = 2.41$, CFI = 0.96, TLI = 0.93, RMSEA = 0.10, SRMR = 0.05) e os indicadores de consistência interna (ω) são adequados (0.70 e 0.83) (Laranjeira et al., 2022).

Escala de Desenvolvimento e Bem-estar

O bem-estar dos docentes foi avaliado através dos oito itens que compõem a Escala de Desenvolvimento e Bem-estar (Diener et al., 2009). Trata-se de uma escala unidimensional, cujo conteúdo descreve aspetos do funcionamento positivo, como relações positivas, sentimentos de competência e significado e propósito de vida (e.g., “Sinto envolvimento e interesse nas minhas atividades diárias”). As respostas são dadas numa escala de Likert de 7 pontos (1 = *discordo totalmente*, 7 = *concordo totalmente*). Estudos que utilizam a versão portuguesa da escala (e.g., Teixeira & Costa, 2017) têm demonstrado bons indicadores de validade e precisão. No presente estudo, o coeficiente alfa de Cronbach (α) é de 0.93.

Questionário de Dados Sociodemográficos e Profissionais

Os professores responderam ainda a um questionário de dados sociodemográficos e profissionais, construído no âmbito da investigação. Este questionário continha uma questão dicotómica relativa à frequência de algum tipo de formação em educação inclusiva (e.g., formação pós-graduada). Do total da amostra, 116 docentes responderam a esta pergunta, 41% dos quais referiram ter formação em inclusão.

Procedimentos

O projeto de investigação foi aprovado pela Comissão de Ética e Deontologia da Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa, no ano letivo 2020/21. Os dados foram recolhidos online, através da plataforma *Qualtrics*. Os participantes foram recrutados por email, por intermédio das direções escolares de cerca de 10 colégios e agrupamentos, às quais se solicitou a colaboração no encaminhamento do questionário aos professores. O preenchimento do questionário demorou cerca de 10 minutos. Com vista à análise dos dados, recorreu-se ao software *IBM Statistics SPSS*.

Resultados

Análises descritivas das escalas

Os valores mínimos e máximos dos resultados obtidos correspondem à amplitude das subescalas da EAI e da EIEISA, demonstrando variabilidade nas respostas dos professores.

Tabela 1

Análise Descritiva das Subescalas da EAI e da EIEISA

	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>
Atitudes				
Crenças	4	28	19.84	5.65
Sentimentos	4	28	20.22	5.78
Intenções				
Alterações ao currículo	3	21	17.18	3.29
Trabalho colaborativo	4	28	22.25	5.29

Os valores médios indicam que os docentes apresentaram crenças e sentimentos tendencialmente favoráveis à inclusão de alunos com necessidades especiais. Da mesma forma, revelaram intenções moderadamente elevadas de alterar o currículo e trabalhar colaborativamente com pais e outros profissionais (tabela 1).

Diferenças entre grupos pela variável 'formação em inclusão'

De forma a inferir o efeito da formação em inclusão nas atitudes e intenções inclusivas dos docentes, as médias dos dois grupos (com e sem formação) foram comparadas nas subescalas da EAI e da EIEISA.

No que diz respeito às atitudes, os resultados dos testes t revelaram que os professores com formação em inclusão apresentam crenças ($M = 21.31$, $DP = 5.78$, $t^{(114)} = 2.35$, $p = 0.01$, $d = 0.44$) e sentimentos ($M = 21.42$, $DP = 5.89$, $t^{(114)} = 2.45$, $p = 0.008$, $d = 0.46$), significativamente mais favoráveis do que os seus colegas sem formação ($M_{Crenças} = 18.74$, $DP_{Crenças} = 5.85$; $M_{Sentimentos} = 18.68$, $DP_{Sentimentos} = 5.95$).

Na escala de intenções, os resultados mantiveram o mesmo padrão. Os professores com formação em inclusão apresentaram resultados médios mais elevados nas subescalas alterações ao currículo ($M = 18.19$, $DP = 3.02$, $t^{(114)} = 3.18$, $p < 0.001$, $d = 0.60$) e trabalho colaborativo ($M = 22.85$, $DP = 5.23$, $t^{(114)} = 2.80$, $p = 0.006$, $d = 0.53$) do que os docentes sem formação ($M_{Currículo} = 16.24$, $DP_{Currículo} = 3.42$; $M_{Colaboração} = 19.97$, $DP_{Colaboração} = 5.62$). Todos os efeitos encontrados apresentaram uma magnitude moderada.

Efeitos do bem-estar nas atitudes e intenções de inclusão

Para analisar o efeito do bem-estar nas atitudes e intenções de inclusão, foram estimados quatro modelos de regressão linear simples, através do método *enter*, tendo como variável independente o bem-estar e como variáveis dependentes as duas dimensões da escala de atitudes (crenças e sentimentos) e as duas dimensões da escala de intenções de inclusão (alterações ao currículo e trabalho colaborativo). Seis casos extremos, com potencial impacto na estimação das retas de regressão, foram retirados. Os pressupostos foram testados e os valores de Durbin-Watson variaram entre 1.70 e 2.18, comprovando a independência dos resíduos.

Os quatro modelos de regressão demonstraram-se significativos ($p < 0.001$) e confirmam o papel explicativo do bem-estar nas atitudes e intenções de inclusão dos docentes. No que diz respeito às atitudes de inclusão, o bem-estar explica cerca de 10% da variância das crenças ($r^2a = 0.10$, $Z^{(1, 166)} = 20.08$) e 18% da variância dos sentimentos ($r^2a = 0.18$, $Z^{(1, 165)} = 36.53$). Relativamente às intenções, o bem-estar é explicativo de aproximadamente 14% da intenção de alterar o currículo ($r^2a = 0.14$, $Z^{(1, 163)} = 27.68$) e de 19% da intenção de trabalhar colaborativamente ($r^2a = 0.19$, $Z^{(1, 164)} = 38.87$). Os coeficientes de regressão são apresentados na tabela 2.

Tabela 2

Coefficientes Estandarizados dos Modelos de Regressão Linear Simples

	VI: Bem-estar		
	β	t	p
VD:			
Crenças	0.33	4.48	<0.001
Sentimentos	0.43	6.04	<0.001
Alterações ao currículo	0.38	5.26	<0.001
Trabalho colaborativo	0.44	6.23	<0.001

Discussão

Este trabalho teve como objetivo analisar as atitudes e intenções de inclusão dos docentes, verificando o efeito da formação em inclusão e do bem-estar.

Nesta amostra, verificaram-se atitudes favoráveis à inclusão. A maioria dos professores tende a acreditar que a inclusão é benéfica para todos os alunos e demonstra-se moderadamente satisfeito com a possibilidade de promover a aprendizagem de alunos com necessidades educativas especiais. Os docentes revelaram igualmente intenções de inclusão positivas, demonstrando-se relativamente disponíveis para proceder a alterações ao currículo e trabalhar colaborativamente com outros elementos da comunidade educativa.

Estes dados traduzem um panorama global positivo da adesão dos professores ao paradigma inclusivo.

Corroborando a literatura anterior (e.g., Forlin et al., 2014), os dados remetem para a necessidade de as políticas educativas priorizarem a capacitação dos docentes para atuarem em conformidade com as diretrizes do decreto-lei 54/2018. A formação inicial e contínua dos professores deve estar alinhada com as abordagens da educação inclusiva, de forma a dotar os docentes de competências pedagógicas para reconhecerem a diversidade como uma mais-valia e implementarem as estratégias mais apropriadas a cada aluno (UNESCO, 2009).

Destaca-se ainda o efeito do bem-estar nas atitudes e intenções dos docentes face à inclusão. Este dado é indicador da pertinência de se incluir esta variável nas intervenções dirigidas aos professores (Hascher & Waber, 2021). Decisores políticos e organizacionais, em colaboração com os psicólogos, devem atender à implementação de medidas que promovam o bem-estar docente, o que, conseqüentemente, terá efeitos na qualidade do ensino.

Consideram-se como limitações o carácter transversal do estudo, a reduzida dimensão e natureza não-probabilística da amostra e os enviesamentos decorrentes das medidas de autorrelato. No que diz respeito aos instrumentos utilizados para avaliar as atitudes e as intenções, uma limitação prende-se com a sua visão reducionista da educação inclusiva, circunscrita aos alunos com dificuldades de aprendizagem.

Estudos futuros poderão replicar estes dados numa amostra mais alargada, incluindo outras variáveis pessoais e contextuais. Na identificação das necessidades de intervenção, poderá ser pertinente verificar se existem diferenças entre professores que lecionam em diferentes tipos de escola, ciclos de ensino e áreas do conhecimento.

Referências

- Ajzen, I. (2005). *Attitudes, personality and behavior* (2nd ed.). Dorsey Press.
- Diener, E., Wirtz, D., Biswas-Diener, R., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., & Oishi, S. (2009). New measures of well-being. In E. Diener (Ed.), *Assessing Well-Being: The collected works of Ed Diener* (pp. 247–266). Springer. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2354-4_12
- Forlin, C. (1995). Educators' beliefs about inclusive practices in Western Australia. *British Journal of Special Education*, 22(4), 179-185. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8578.1995.tb00932.x>
- Forlin, C., Loreman, T., & Sharma, U. (2014). A system-wide professional learning approach about inclusion for teachers in Hong Kong. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, 42(3), 247-260. <https://doi.org/10.1080/1359866X.2014.906564>
- Hascher, T., & Waber, J. (2021). Teacher well-being: A systematic review of the research literature from the year 2000–2019. *Educational Research Review*, 34, 100411. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2021.100411>
- Jennings, P. A., & Greenberg, M. T. (2009). The prosocial classroom: Teacher social and emotional competence in relation to student and classroom outcomes. *Review of Educational Research*, 79(1), 491-525. <https://doi.org/10.3102/0034654308325693>
- Laranjeira, M., Teixeira, M. O., Roberto, M. S., & Sharma, U. (2022). Measuring teachers' attitudes and intentions towards inclusion: Portuguese validation of Attitudes to Inclusion Scale (AIS) and Intention to Teach in Inclusive Classroom Scale (ITICS). *European Journal of Special Needs Education*, 1-16. <https://doi.org/10.1080/08856257.2022.2107683>
- Opoku, M. P., Cuskelly, M., Pedersen, S. J., & Rayner, C. S. (2021). Applying the theory of planned behaviour in assessments of teachers' intentions towards practicing inclusive education: A scoping review. *European Journal of Special Needs Education*, 36(4), 577-592. <https://doi.org/10.1080/08856257.2020.1779979>

- Pereira, F., Crespo, A., Trindade, A. R., Cosme, A., Croca, F., Breia, G., Franco, G., Azevedo, H., Fonseca, H., Micaelo, M., Reis, M. J., Saragoça, M. J., Carvalho, M., & Fernandes, R. (2018). *Para uma Educação Inclusiva: Manual de Apoio à Prática*. Ministério da Educação/Direção-Geral da Educação (DGE). https://www.dge.mec.pt/sites/default/files/EEspecial/manual_de_apoio_a_pratica.pdf
- Sharma, U., & Jacobs, D. K. (2016). Predicting in-service educators' intentions to teach in inclusive classrooms in India and Australia. *Teaching and Teacher Education*, 55, 13-23. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2015.12.004>
- Sharma, U., & Nuttal, A. (2016). The impact of training on pre-service teacher attitudes, concerns, and efficacy towards inclusion. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, 44(2), 142-155. <https://doi.org/10.1080/1359866X.2015.1081672>
- Song, J., Sharma, U., & Choi, H. (2019). Impact of teacher education on pre-service regular school teachers' attitudes, intentions, concerns and self-efficacy about inclusive education in South Korea. *Teaching and Teacher Education*, 86, Article 102901. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2019.102901>
- Teixeira, M. O., & Costa, C. J. (2017). Carreira e bem-estar subjetivo no ensino superior: Determinantes pessoais e situacionais. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*, 18(1), 19-29.
- Turner, K., & Thielking, M. (2019). How Teachers Find Meaning in their Work and Effects on their Pedagogical Practice. *Australian Journal of Teacher Education*, 44(9), 70-88. <http://dx.doi.org/10.14221/ajte.2019v44n9.5>
- UNESCO. (2009). *Policy guidelines on inclusion in education*. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000177849>
- UNESCO. (2017). *A Guide for ensuring inclusion and equity in education*. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000248254>

Inclusão em estudantes do ensino superior: Propriedades metrológicas de uma medida

Carla Lopes, Maíra Fonsêca, Maria Odília Teixeira & Márcia Laranjeira

Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa

Resumo

Nas preocupações das políticas educativas de inclusão, esta investigação analisa as propriedades psicométricas da Escala de Percepções de Inclusão no Ensino Superior (*Scale of Perceptions on Inclusion in the University- SPIU*), considerando o pressuposto da relação entre inclusão, sucesso e bem-estar. A amostra inclui 800 estudantes, que responderam à SPIU, a um questionário sociodemográfico e à Escala de Desenvolvimento e Bem-estar. Os participantes frequentam diferentes cursos e escolas, sendo 64,5% do género feminino, 33,6% masculino e 1,4% não-binário. Nos dados da análise exploratória, em componentes principais, emerge uma organização em três componentes, que sugerem dimensões inclusivas das práticas, das políticas e da cultura. Os coeficientes alfa de Cronbach situam-se entre 0,77 e 0,90, sendo índices favoráveis à consistência interna. É ainda de salientar o contributo da percepção das práticas e da cultura inclusivas nos níveis de bem-estar e, embora com menos impacto, nos resultados escolares. Estes dados sugerem as dimensões de inclusão do ambiente educativo como fatores críticos na promoção do sucesso e bem-estar dos estudantes do ensino superior.

Palavras chave: ensino superior; inclusão; bem-estar; resultados escolares

INTRODUÇÃO

A Inclusão Educativa diz respeito à educação de todas as crianças e jovens, nas três dimensões (cultura, políticas e práticas) estabelecidas no Índice para a Inclusão (Booth & Ainscow, 2011). O *Index for Inclusion* é reconhecido internacionalmente como uma ferramenta útil para a análise de práticas inclusivas nas escolas (Fiuza-Asorey, et al., 2021). Este referencial de inclusão contém 70 indicadores incluídos nas culturas, políticas e práticas. A cultura inclusiva é orientada para um sentido de comunidade, onde todos colaboram e recebem suporte, no caminho do sucesso educativo, enquanto as políticas inclusivas têm como preocupação desenvolver a “Escola para Todos”. As práticas inclusivas desenvolvidas pelos educadores traduzem as políticas e a cultura em ações estratégicas para acolher a diversidade das necessidades dos alunos e implementar a mobilização dos recursos (Booth & Ainscow, 2011).

Em Portugal, o Decreto-Lei 54/2018 é um marco das políticas educativas inclusivas. Nesta legislação, o conceito de educação inclusiva compreende a promoção do sucesso, igualdade de oportunidades para todos, a participação de todos, o sentido de pertença e as condições de equidade. A Inclusão é fator crítico da coesão social e do bem-estar pessoal e social.

Este tema ganha pertinência no ensino superior face aos dados publicados, no ano letivo de 2020/2021, pela Direção-Geral de Estatísticas da Educação e Ciência (DGEEC), em que a taxa de abandono académico se situa em cerca de 15%, e este índice é mais forte no 1.º ano da licenciatura, comparativamente aos anos anteriores. Além disso, cerca de 6% dos alunos mudou de curso (DGEEC, 2022). Estes indicadores reclamam políticas de inclusão, que potenciem a adaptação, sucesso e bem-estar. Atualmente, as políticas voltadas para a promoção da igualdade e da diversidade são preocupação comum das

universidades, a nível internacional. A inclusão implica reestruturar políticas, culturas e práticas nas escolas, para que estas respondam à diversidade dos alunos (Índex para Inclusão, 2003).

No âmbito da inclusão, a avaliação psicológica pode contribuir para investigar fatores que potenciam a inclusão (Puente, Asorey & Castro, 2022). As evidências trazidas por instrumentos precisos e válidos providenciam dados para a construção de modelos teóricos que sustentem a prática. Importa evidenciar a importância de analisar os dados sobre as percepções de inclusão dos estudantes, para refletir acerca dos sentimentos de exclusão e adequar as ações inclusivas (DeVries et al., 2022). Nesta linha de preocupação, esta investigação analisa as propriedades psicométricas da Escala de Percepções de Inclusão no Ensino Superior (*Scale of Perceptions on Inclusion in the University* - SPIU, cuja estrutura é apoiada nas principais áreas do *Index for Inclusion* (Cultura, Políticas e Práticas), que têm impacto no sucesso dos estudantes, designadamente nos seus níveis de bem-estar e resultados escolares. Estas variáveis são consideradas indicadores de validade de critério.

MÉTODO

Participantes

A amostra incluiu 800 estudantes (64.5% feminino, 33.6% masculino, 1.3% não binário), com idades entre 18 e 75 anos ($M = 30.7$, $DP = 12,48$), sendo 86.4% de nacionalidade portuguesa, 8.0 % de dupla nacionalidade, 4.6% nacionais de outros países da Comunidade dos Países de Língua Portuguesa (CPLP) e 0.9% de outras nacionalidades. No total de participantes, 71.4% era deslocado da residência habitual, 3.3% abrangido pelo Estatuto das Necessidades Educativas Especiais e 32% pelo Estatuto de Trabalhador-Estudante. Relativamente ao Ciclo de Estudos, 69.7% frequentava a Licenciatura, 24%, Mestrado e 6%, Doutoramento.

Instrumentos

Questionário sociodemográfico e académico

Este instrumento foi construído no âmbito da investigação e contém informações sociodemográficas e educacionais.

Escala de Percepções de Inclusão no Ensino Superior

É um instrumento de autorrelato construído por Puente, Asorey e Castro (2022), a partir das três áreas principais do Índex de Inclusão (cultura, políticas e práticas) (Booth & Ainscow, 2011). A escala é constituída por 36 itens. Na versão original, os alfas situam-se entre .78 e .88, e na escala total .94. Os itens são respondidos numa escala de Likert de 5 pontos (1 - *Discordo fortemente* a 5 - *Concordo fortemente*).

Escala de Desenvolvimento e Bem-estar

É também uma escala de autorrelato, construída por Diener e colaboradores (2009), designada Flourishing Scale (FS). A FS contém 8 itens, em forma de afirmação, que representam relações interpessoais, sentimentos de competência, significado e propósito na vida. O formato da resposta é em escala de Likert de 7 pontos (1- *Discordo fortemente* a 7- *Concordo fortemente*). A validade e precisão têm sido confirmadas em diferentes amostras, nomeadamente a natureza unifatorial e a consistência interna da medida (Almeida & Teixeira, 2018; Diener et al., 2009; Teixeira & Costa, 2017).

Procedimentos

Na versão portuguesa da SPIU recorreu-se ao método conceptual de tradução. A versão original da escala foi traduzida para Português por quatro investigadoras, de forma independente, sendo as quatro traduções posteriormente confrontadas para a versão final. O estudo foi aprovado, em dezembro de 2022, na Comissão de Ética e Deontologia da Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa.

A recolha dos dados foi realizada online, através da plataforma Qualtrics, e decorreu no mês de fevereiro de 2023. Foram enviados pedidos de colaboração via online a coordenadores de cursos superiores do continente e ilhas, solicitando o encaminhamento do link do estudo aos estudantes. Ao aceder ao link, os estudantes eram informados sobre os objetivos do estudo, a natureza voluntária da participação e o anonimato e confidencialidade dos dados, por meio do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido. O tempo de preenchimento foi cerca de 10 minutos. O software utilizado para a análise estatística dos dados foi o *IBM SPSS Statistics*. No presente estudo, foram realizadas análises descritivas, inferenciais e exploratórias.

RESULTADOS

Resultados escolares

Quanto aos resultados escolares do ano anterior, 50.5% revelava médias acima de 14.00, 23% entre 12 e 13.9 pontos, 4% até 11.9 pontos e 22.5% não respondeu, sendo a grande maioria alunos do 1º ano e de doutoramento.

Análise Fatorial Exploratória

A análise em componentes principais, de acordo com o critério de Kaiser, identificou uma estrutura de 3 fatores, que explicam cerca de 58.12 % da variância total. O índice de KMO situa-se em 0.96, indicando adequabilidade dos dados à realização da análise fatorial. Foram retirados 11 itens em função dos indicadores psicométricos das comunalidades e pesos fatoriais.

A Tabela 1 contém a síntese da matriz fatorial rodada (Varimax), considerando os pesos fatoriais superiores a 0,40. O fator I é responsável por 47.74% da variância e agrega os itens *Políticas de Inclusão*, sendo este fator sugestivo de uma componente geral da inclusão. Os fatores II e III, respetivamente, contêm os itens das subescalas *Práticas de Inclusão*, com 5.48% da variância, e *Cultura de Inclusão*, com 5% da variância.

Tabela 1 – Resumo da matrix fatorial com rotação Varimax

Itens	FI	FII	FIII	h ²
1. Todos se sentem bem-vindos nesta faculdade.			,69	,63
2. Nesta faculdade, os alunos ajudam-se uns aos outros.			,77	,63
3. Os professores colaboram entre si.		,56		,47
4. Professores e alunos tratam-se com respeito.		,72		,61
6. Na faculdade existe um bom clima humano e social entre todas as pessoas.			,58	,61
9. Os professores tentam remover as barreiras que dificultam a aprendizagem ou a participação dos alunos.		,63		,58
10. A faculdade empenha-se em minimizar todas as formas de discriminação.	,54			,58
11. Os professores tentam que os alunos deem o seu melhor.		,67		,65
13. Os professores consideram que todos os alunos são igualmente importantes.		,63		,67
14. Os professores e os alunos respeitam-se uns aos outros como seres humanos e como sujeitos que assumem papéis específicos.		,74		,68
16. Todos os novos alunos são ajudados a integrar-se na faculdade.			,61	,63

18. A faculdade tenta prevenir situações de assédio e bullying.	,56			,49
19. Os alunos são incentivados a assistir às aulas.		,51		,43
20. A faculdade organiza grupos de aprendizagem em que todos os alunos se sentem valorizados.	,71			,65
21. Há coordenação entre todos os tipos de apoio.	,74			,69
22. As políticas de 'necessidades educativas especiais' são clara e objetivamente políticas de inclusão.	,66			,52
23. As práticas de avaliação e apoio pedagógico são utilizadas para reduzir as barreiras à aprendizagem e participação de todos os alunos.	,68			,68
24. O apoio psicológico e emocional faz parte do currículo e do apoio pedagógico.	,69			,51
25. A faculdade organiza as turmas de forma a dar oportunidade a todos os alunos.	,77			,61
26. As atividades de aprendizagem são acessíveis a todos os alunos.	,55			,51
27. As atividades de aprendizagem promovem a compreensão da diferença (género, religião, etnia, etc.).	,61			,49
28. Os alunos são ativamente implicados na sua própria aprendizagem.		,42		,38
31. A disciplina na sala de aula tem como base o respeito mútuo.		,68		,55
33. Os professores preocupam-se em apoiar a aprendizagem e a participação de todos os alunos.		,67		,71
34. Os recursos da comunidade são conhecidos e utilizados.	,65			,55
Variância Explicada (em %)	47.74	5.48	4.91	Total 58.12

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das subescalas da Inclusão e da Escala de Desenvolvimento e Bem-estar. Os alfas de Cronbach têm uma amplitude entre 0,78 e 0,92 nas subescalas de inclusão, e situa-se em 0,91 na escala de bem-estar.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das escalas

Escalas	N	α	Min	Max	M	DP	Sk	Ku
Inclusão Políticas (11 itens)	800	,92	11	55	36,33	9,17	,00	-,33
Inclusão Práticas (10 itens)	800	,91	12	50	37,09	7,52	-,37	-,07
Inclusão Cultura (4 itens)	800	,78	4	20	14,89	3,18	-,48	-,04
Bem Estar (8 itens)	800	,91	8	56	43,70	9,10	-,78	,26

Na Tabela 3 observam-se correlações significativas e fortes (*Pearson*) entre as subescalas de Inclusão e correlações moderadas entre as subescalas de Inclusão e Bem-estar, com base nos critérios de Cohen (1988). Observam-se também correlações significativas, mas fracas, entre os dados de Inclusão (Práticas .13 e Cultura .10) e os Resultados Escolares.

Tabela 3 - Correlações Inclusão – Bem Estar

Escalas	1	2	3	4	5
1. Inclusão Políticas	-	,80**	,67**	,36**	,08*
2. Inclusão Práticas		-	,65**	,38**	,13**
3. Inclusão Cultura			-	,33**	,10**
4. Bem-Estar				-	,04
5. Resultados escolares					-

* $p < 0,05$; ** $p < 0,001$

Modelos de regressão linear

O modelo para o Bem-estar considera as subescalas de inclusão como variáveis independentes, sendo estatisticamente significativo e explica 17% da variância ($F(3,788) = 54.26$; $r^2a = 0.17$; $p = .000$). São significativas no modelo as Políticas [$\beta = .11$, $t(16,761) = 2.10$; $p = 0.036$], as Práticas [$\beta = .24$, $t(16,761) = 4,262$; $p = .000$] e a Cultura [$\beta = .10$, $t(16,761) = 2.08$; $p = .038$]. Foram retirados oito casos extremos.

O modelo para os Resultados Escolares, que também considerou as subescalas de inclusão como variáveis independentes, é estatisticamente significativo e explica 2% da variância: ($F(3,796) = 5.13$; $r^2a = 0.02$; $p = .002$). Neste modelo, as Práticas inclusivas contribuem para o modelo de forma significativa, apesar dos valores serem de fraca magnitude [$\beta = .16$, $t(15,921) = 2.68$; $p = 0,008$].

DISCUSSÃO

Os resultados revelam índices positivos das qualidades psicométricas da versão portuguesa da *SPIU*. A análise em componentes principais mostra uma estrutura de três fatores designados Práticas, Políticas e Cultura, cuja consistência interna indica boa fiabilidade, com alfas entre .77 e .90. Este resultado contribui para aprofundar o paradigma da Inclusão proposto no Índice para a Inclusão (Booth & Ainscow, 2011), e tende a confirmar a validade de construto da *SPIU*. De salientar que o primeiro fator agrega um conjunto de itens com muito peso fatorial, sugerindo uma dimensão geral de inclusão educativa, que corresponde às políticas inclusivas.

Na análise dos modelos de regressão linear múltipla, há inferências no sentido de que a Inclusão contribui significativamente para o bem-estar e resultados escolares dos alunos, sendo as práticas Inclusivas a variável com uma relação mais forte com o resultado Bem-Estar ($\beta = .24$) e ($\beta = .16$) e com os resultados escolares. A lembrar que esta dimensão reúne os recursos para colocar em ação Cultura e Políticas inclusivas (Booth & Ainscow, 2011). Estes dados evidenciam a característica de movimento, praxis, da Inclusão, que não se obtém por decreto e exige intervenção específica para mobilizar recursos que materializem Inclusão em sucesso, quer de resultados quer de bem-estar. As práticas inclusivas envolvem processos de aprendizagem social que influenciem as ações e o pensamento que informa essas ações (Ainscow & Sandill, 2010), e a inclusão impulsiona ambientes de aprendizagem positivos (Booth, 2011).

Limitações

O design transversal e amostra de conveniência (apesar de heterogénea e robusta) são fatores limitativos à generabilidade dos resultados.

Conclusões

Os resultados do estudo de adaptação da *SPIU* revelam que a medida apresenta boas qualidades psicométricas, com índices de precisão e validade entre o satisfatório e o bom. O conjunto dos dados sugere uma versão mais curta da *SPIU* (25 itens). As escalas que medem Inclusão são de vital importância para a implementação do construto enquanto Praxis, movimento Inclusivo. Contudo, não se podem generalizar os resultados sobre inclusão, uma vez que há variabilidade dos contextos e mobilidade dentro de cada ambiente académico.

REFERÊNCIAS

- Ainscow, M. & Sandill, A. (2010). Developing inclusive education systems: The role of organisational cultures and leadership. *International Journal of Inclusive Education*, 14(4), 401–416. <https://doi.org/10.1080/13603110802504903>
- Almeida, B. R., & Teixeira, M. O. (2018). Bem-estar e adaptabilidade de carreira na adaptação ao ensino superior. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*, 19(1), 19-30. <https://doi.org/10.26707/1984-7270/2019v19n1p19>
- Booth, T. (2011). The name of the rose: Inclusive values into action in teacher education. *Prospects* (00331538), 41(3), 303–318. <https://doi.org/10.1007/s11125-011-9200-z>
- Booth, T., & Ainscow, M. (2011). *Index for inclusion: Developing learning and participation in schools* (3rd ed.). Centre for Studies on Inclusive Education.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd edition). Lawrence Erlbaum Associates.
- Decreto-Lei n.º 54/2018 de 6 de julho. (2018). Diário da República, 1.ª série - N.º 129. Ministério da Educação. Lisboa.
- DeVries, J. M., Knickenberg, M. & Trygger, M. (2022). Academic self-concept, perceptions of inclusion, special needs and gender: evidence from inclusive classes in Sweden. *European Journal of Special Needs Education*, 37(3), 511–525. <https://doi.org/10.1080/08856257.2021.1911523>
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2009). New measures of well-being: Flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 39, 247-266.
- Direção Geral de Estatísticas de Educação e Ciência. (2022). Ensino superior. <https://www.dgeec.mec.pt/np4/18/>
- Puente, L. L., Asorey, M. F., & Castro, M. B. (2022). What defines inclusion in higher education institutions? Validation of an instrument based on the 'index for inclusion'. *International Journal of Disability, Development and Education*, 69(1), 91-105. <https://doi.org/10.1080/1034912X.2021.1992752>
- Teixeira, M. O., & João Costa, C. (2017). Carreira e bem-estar subjetivo no ensino superior: Determinantes pessoais e situacionais. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*, 18(1), 19-29. <https://dx.doi.org/10.26707/1984-7270/2017v18n1p19>

Ensaio para a Implementação do Rastreo Universal das Dificuldades na Aprendizagem

Marcelino Pereira^{1,2}, José Tomás da Silva^{1,3}, Francisca Rodrigues¹, Maria Paula Paixão^{1,2}, Joaquim Armando Ferreira^{1,2}

¹Universidade de Coimbra, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação, ²CINNEIC,

³Centro de Estudos Sociais

Introdução

O rastreio atempado das dificuldades na aprendizagem deverá ser considerado como uma medida universal de apoio à aprendizagem e à inclusão, que permite organizar uma intervenção multidisciplinar com intencionalidade pedagógica e científica e seja precursor de uma ação preventiva eficaz. Neste contexto, o rastreio insere-se no quadro de um modelo de intervenção multinível, constituindo o seu primeiro patamar, e deverá combater o fenómeno, sobejamente conhecido, de que os percursos do insucesso têm início em níveis escolares muito precoces e que o seu impacto se acentua à medida que a escolaridade avança (European Commission, 2012). Acresce, ainda, que quanto mais cedo se identificam os fatores de risco maior será a probabilidade de se conseguir uma intervenção de sucesso (Catts et al., 2017).

Esta investigação assenta no princípio de que é possível prevenir ou mitigar o impacto das dificuldades na aprendizagem (DA) nas trajetórias de desenvolvimento pessoal através da identificação atempada dos fatores de risco que lhe estão associados. Esses fatores poderão ser de natureza contextual, por exemplo menor literacia familiar, presença de antecedentes familiares (Moura, Pereira & Simões, 2018; Snowling & Melby, 2016) ou de natureza endofenotípica, tais como o não reconhecimento do nome das letras (Carvalho, Pereira & Festas, 2017), a fraca consciência fonológica (Landerl et al, 2013; Moura et al., 2015), problemas em tarefas de nomeação rápida (Araújo et al, 2015), fluência Verbal (Carvalho, Pereira & Festas, 2017), perturbações na memória de trabalho (Moura, Simões & Pereira, 2015; Traff et al., 2019).

Reconhecendo-se a complexidade de conceber um modelo geral de sinalização de todas as problemáticas associadas ao baixo desempenho académico e que dê provas de elevada sensibilidade e especificidade, na presente investigação exploramos, mesmo assim, essa hipótese de trabalho.

Objetivo

Testar a capacidade preditiva de algumas provas de avaliação psicológica na identificação das dificuldades na aprendizagem em crianças que iniciam o seu processo de escolarização. Os resultados alcançados terão impacto na conceção de um modelo de rastreio universal das dificuldades na aprendizagem, que seja capaz de conduzir a um algoritmo que identifique o grau de risco individual e que urge implementar no nosso sistema educativo.

Método

No âmbito do Plano Integrado e Inovador de Combate ao Insucesso Escola (PIICIE) da Comunidade Intermunicipal da Região de Leiria (CIMRL) foram avaliadas 80 crianças (63.7% do género feminino e 36.3% do género masculino) que frequentavam pela primeira vez o 1º ano de escolaridade, na sua maioria, em escolas predominantemente urbanas e pertencentes a famílias com nível académico superior. Os dados foram recolhidos no decorrer no 1º período letivo no âmbito do Rastreio Universal de Competências Pré-Leitoras, desenvolvido numa parceria entre a Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra (FPCE-UC) e a equipa PIICIE da CIMRL. Neste rastreio estiveram envolvidas todas as turmas do 1º ano de escolaridade de sete agrupamentos escolares (AE). A Tabela 1 apresenta a distribuição dos participantes nas principais variáveis sociodemográficas.

Tabela 1. Distribuição da Amostra por Género, Idade, Área Geográfica e Escolaridade dos Pais

Idade	Feminino		Masculino	
	N	%	N	%
6 anos	36	45	15	18.75
7 anos	13	16	16	20
Área Geográfica	N	%		
Área Predominantemente Urbana	36	45		
Área Medianamente Urbana	25	31.2		
Nível de Escolaridade	Mães		Pais	
	N	%	N	%
1º Ciclo	-	-	2	2.5
2º Ciclo	1	1.25	6	7.5
3º Ciclo	12	15	21	25.25
Ensino Secundário	26	32.5	27	33.75
Licenciatura	33	41.25	15	18.75
Mestrado	5	6.25	5	6.25
Doutoramento	1	1.25	-	-
Omissos	2	2.5	4	5

Foram aplicadas cinco provas que medem funções neurocognitivas específicas e comportamentos emergentes da leitura, comumente considerados preditores consistentes do futuro desempenho na leitura e na escrita bem como no desempenho académico em geral (Araújo et al., 2015; Carvalho, Pereira e Festas, 2017; Kirby et al., 2010; Norton & Wolf, 2012): (i) Prova de Nomeação Rápida de Cores (Simões et al., 2016); (ii) Prova de Fluência Verbal Semântica (Simões et al., 2016); (iii) Prova de Memória de Dígitos em sentido direto e inverso, Edição WISC-III (Wechsler, 1991; adapt. de Simões et al., 2003); (iv) Prova de Reconhecimento de Letras; (v) Prova de Detecção Fonémica (Vale, no prelo).

O acesso à informação referente ao rendimento acadêmico dos alunos não nos foi facultado por um número significativo de pais/cuidadores/encarregados de educação. Assim, as análises circunscrevem-se a uma subamostra constituída por 48 crianças (62.5% do género feminino, média de idades = 6.33 anos, $DP = .476$), que, no entanto, reproduzem as características sociodemográficas da amostra inicial.

Resultados

No conjunto das variáveis em análise, observam-se correlações positivas e com significado estatístico entre o rendimento acadêmico e três das cinco provas analisadas: Fluência Verbal semântica, Prova de Reconhecimento de Letras e Memória de Dígitos (cf. Tabela 2).

Tabela 2. Correlações de Pearson entre o Rendimento Acadêmico e as Variáveis Predictoras

	Deteção Fonética	Fluência Verbal Semântica	Memória de Dígitos	Nomeação Rápida de Cores	Reconhecimento de letras
Rendimento Académico	.091	.258*	.330*	-.079	.462***

Nota: A correlação é estatisticamente significativa: * $p < .05$; *** $p < .001$ (teste unilateral).

A análise de um modelo de regressão linear múltipla (cf. Tabela 3), tomando como referência as provas aplicadas no início do ano letivo, demonstra que somente a Prova de Reconhecimento de Letras é preditora do rendimento acadêmico dos alunos no final do 2º período.

Tabela 3. Regressão do Rendimento Escolar nas Variáveis Predictoras

	Deteção Fonética	Fluência Verbal Semântica	Memória de Dígitos	Nomeação Rápida de Cores	Reconhecimento de letras
<i>B</i>	-.161 (.196)	.005 (.008)	.051 (.047)	-.001 (.003)	.018* (.007)
<i>Beta</i>	-.118	.089	.163	-.046	.407
<i>Constante</i>	1.992				
R^2	.258				

Nota: $N = 48$; *B* = Coeficiente de regressão não estandardizado com erro-padrão em parêntesis; *Beta* = Coeficiente de regressão estandardizado; $F(5, 42) = 2.92$, $p = .024$.

* $p < .05$

Discussão e Conclusão

Os resultados observados, demonstram que a prova de Reconhecimento de Letras é um bom preditor do desempenho académico a curto prazo e que deverá integrar o protocolo de rastreio universal das DA à entrada do 1º ciclo, seguindo a tendência geral da investigação neste domínio. Acreditamos que o tamanho reduzido da amostra

poderá explicar a ausência de identificação de outras variáveis, potencialmente, preditoras, nomeadamente a Fluência Verbal Semântica e a Memória de Dígitos. Por último, consideramos, que o modelo de rastreio implementado deverá ser redimensionado, integrando dimensões de outra natureza, nomeadamente a flexibilidade, a resiliência, o controlo inibitório, o adiamento recompensa e o planeamento.

Referências

Araújo, S., Reis, A., Petersson, K. M., & Faísca, L. (2015). Rapid automatized naming and reading performance: A meta-analysis. *Journal of Educational Psychology, 107*(3), 868–883. <https://doi.org/10.1037/edu0000006>

Carvalho, A., Pereira, M., & Festas, I. (2017). Indicadores precoces da dislexia de desenvolvimento: estudo longitudinal. *Revista Estudios e Investigación en Psicología Y Educación, 4* (2), 71-88. DOI: <https://doi.org/10.17979/reipe.2017.4.2.3208>.

Catts, H., McIlraith, A., Bridges, S., & Nielsen, D. (2017). Viewing a phonological deficit within a multifactorial model of Dyslexia. *Reading and Writing, 30* (3), 613-629.

European Commission (2012). *EU High level group of experts on literacy. Final Report. Luxembourg: Publications Office of the European Union*. Retirado em 16 de junho de 2016 em: <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/96d782cc-7cad-4389-869a-bbc8e15e5aeb>

Kirby, J. R., Georgiou, G. K., Martinussen, R., & Parrila, R. (2010). Naming speed and reading: From prediction to instruction. *Reading Research Quarterly, 45*(3), 341–362. <https://doi.org/10.1598/RRQ.45.3.4>

Landerl, K., Ramus, F., Moll, K., Lyytinen, H., Leppänen, P. H. T., Lohvansuu, K., ... Schulte-Körne, G. (2013). Predictors of developmental dyslexia in European orthographies with varying complexity. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 54*(6), 686–694. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12029>

Moura, O., Moreno, J., Pereira, M., & Simões, M. R. (2015). Developmental Dyslexia and Phonological Processing in European Portuguese Orthography. *Dyslexia, 21*(1), 60-79. doi: 10.1002/dys.1489

Moura, O., Simões, M. R., & Pereira, M. (2015). Working memory in portuguese children with developmental Dyslexia. *Applied Neuropsychology: Child, 4*, 237-248. doi: 10.1080/21622965.2014.885389

Moura, O., Pereira, M., & Simões, M. (2018). *Dislexia: Teoria, avaliação e intervenção*. Pactor.

Norton, E. S., & Wolf, M. (2012). Rapid automatized naming (RAN) and reading fluency: Implications for understanding and treatment of reading disabilities. *Annual Review of*

Psychology, 63(1), 427–452. <https://doi.org/doi:10.1146/annurev-psych-120710-100431>

Simões, M. R., Albuquerque, C. P., Pinho, M. S., Pereira, M., Seabra-Santos, M. J., Alberto, I.,... Lopes, A. F. (2016). *Bateria de Avaliação Neuropsicológica de Coimbra (BANC)*. Cegoc.

Snowling, M. J. & Melby-Lervag, M. (2016). Oral language deficits in familial dyslexia: a meta-analysis and review. *Psychological Bulletin*, 142 (5), 498-545. <https://doi.org/10.1037/bul0000037>.

Traff, U., Olsson, L., Skagerlund, K., Skagenholt, M., & Ostergren, R. (2019). Logical reasoning, spatial processing, and verbal working memory: longitudinal predictors of physics achievement at age 12-13 years. *Front.Psychol.* 10:1929. [Doi:10.3389/fpsyg.2019.01929](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01929).

Wechsler, D. (2003). *Wechsler Intelligence Scale for Children (WISC-III)– versão Portuguesa* (M. R. Simões, A. M. Rocha, and C. Ferreira). Cegoc.

Estereótipos, Ambiente Escolar E Carreira No Bem-Estar Dos Alunos Do Ensino Profissional

Ana Beatriz Pinto^{1, 2}, e Maria Odília Teixeira¹

¹Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa

²Escola Profissional de Desenvolvimento Rural de Alter do Chão,

Abstract

O ensino profissional em Portugal é frequentemente visto como a alternativa mais viável para alunos com trajetórias de insucesso e com recursos económicos e sociais limitados. Numa perspetiva sociocognitiva, a presente investigação pretende analisar fatores associados ao bem-estar subjetivo, em alunos do ensino profissional. Na recolha de dados utilizaram-se as Escalas de Autoeficácia Geral, Desenvolvimento e Bem-estar, Questionário de Ajustamento e Adaptação ao Ensino Profissional e Avaliação do Ambiente Escolar, em 220 alunos de escolas profissionais com idades entre 15 e 22 anos ($M = 17,83$ $DP = 1,33$), que frequentavam os 10^o (17%), 11^o (56%) e 12^o (27%) anos, dos quais 57% são rapazes. Destaca-se como sendo significativo o modelo de regressão múltipla linear para o bem-estar (Stepwise) ($R^2 = 0,29$, $F^{(6,213)} = 15,77$, $p < 0.001$), sendo fatores explicativos a autoeficácia geral, a congruência com o curso, a autonomia, o prestígio e empregabilidade, os projetos futuros e os estereótipos associados ao ensino profissional, com relação negativa. Na conclusão, focam-se as implicações dos resultados, bem como a relevância da avaliação atempada destas variáveis para a intervenção em escolas profissionais.

Palavras chave: estereótipos, autoeficácia, bem-estar, ambiente escolar, carreira

Introdução

Neste estudo parte-se do conceito de sucesso educativo, considerando-se que a escola deve atender ao desenvolvimento integral do aluno, e que a formação deve incluir saber fazer, mas também saber estar e ser. Nesta linha, considera-se a natureza dinâmica e a importância dos pares, professores e da escola para o bem-estar e sucesso dos alunos (e. g. Wang & Holcombe, 2010). A escola é considerada uma comunidade (e. g. Wang & Holcombe, 2010), e a sala de aula um ambiente onde se aprende através de um conjunto de atividades sociais (Hofman et al., 1999), sendo dimensões críticas o suporte académico, o apoio académico e social dos professores e o apoio e coesão entre pares. Vieira e Azevedo (2008) verificaram que o Clima/Dimensão Relacional, o Desempenho de papéis e a Organização Curricular são variáveis significativas no rendimento dos estudantes das escolas profissionais. A literatura aponta para a influência da interação professor-aluno na sala de aula no sucesso escolar, sublinhando-se o papel das expectativas veiculadas, das crenças e da relação na transferência de conhecimento (Hofman et al., 1999).

O contexto do ensino profissional, nas últimas décadas, tem tido a atenção das autoridades dos estados membros da União Europeia e da *European Economic Area* e da *European Free Trade Association*, no necessidade de rever e reestruturar currículos, de acordo com as alterações económicas (Lasonen & Gordon, 2009) e as alterações nas políticas inclusivas de educação (Lasonen & Gordon, 2009; Russo et al., 2019).

Em Portugal o ensino profissional surge entre as décadas de 80 e de 90 Azevedo & Vieira, 2008). As escolas profissionais focaram-se em proporcionar uma formação integral aos alunos preparando-os para o desenvolvimento pessoal e académico e para a inserção no mercado de trabalho (Costa, 2010). No entanto esta oferta possui alguns estereótipos associados (e.g., Azevedo & Vieira, 2008).

Objetivos

É objetivo do estudo analisar fatores responsáveis pelo bem-estar dos1

estudantes do ensino profissional.

Hipóteses

Numa abordagem ecológica (Bronfenbrenner, 1986) e sociocognitiva (Bandura, 1993), são hipóteses:

1. As crenças de autoeficácia, o suporte social do ambiente académico (professores, pares) e fatores de carreira (projetos de futuro, congruência, prestígio-empregabilidade) têm um efeito positivo no bem-estar.
2. A percepção negativa da escola e estereótipos sobre o curso têm impacto negativo no bem-estar

Método

Participantes

A amostra inclui 220 estudantes de escolas profissionais nos distritos de Lisboa (6%), Leiria (39%), Portalegre (40%) e Setúbal (16%), com idades entre 15 e 22 anos ($m=17.91$, $dp=1.34$); 56% eram do sexo masculino. Os estudantes frequentavam os 10^o (14%), 11^o (56%) e 12^o (30%) anos, em áreas de hotelaria e turismo, comunicação, imagem e som, agricultura e agroalimentar, eletricidade, energia e eletrónica, tecnologias da saúde, mecânica, comércio e administração, informática e apoio social.

Instrumentos

Escala de autoavaliação do ambiente escolar (EAAE).

A EAAE avalia o suporte do ambiente escolar nos pares, professores e escola. A EAAE (Pinto & Teixeira, 2018) baseia-se em trabalhos anteriores (Wang & Holcombe, 2010). A versão portuguesa inclui 34 itens nas subescalas: Coesão de Turma, Coesão de Escola, Relação com Professores, Cooperação com Professores e Percepção Negativa do Ambiente Escolar. A resposta tem formato de escala Likert com 5 pontos. Os coeficientes alfa são superiores a 0.80 (Pinto & Teixeira, 2018). Foi obtida uma estrutura em cinco fatores, e relações significativas entre dimensões de suporte e género, idade e bem-estar (Pinto & Teixeira, 2018).

Escala de desenvolvimento e bem-estar.

Este é também um instrumento de autorrelato (Diener & Ryan, 2009) que avalia o constructo global de bem-estar. Constituída por 8 itens, em forma de afirmação, e escala de Likert de 7 pontos. Os itens incluem conteúdos do funcionamento positivo de relações interpessoais, sentimentos de competência, significado e propósito na vida (Diener & Ryan, 2009). Os dados confirmam a natureza unifatorial e a consistência interna da medida, com coeficientes alfa de 0.88 (Almeida & Teixeira, 2018).

Escala de ajustamento e adaptação ao ensino profissional (EAAEP).

A EAAEP (Teixeira & Pinto, 2018) foi baseada em trabalhos anteriores sobre transição e adaptação no ensino superior (e.g. Almeida & Teixeira, 2018), incluindo conteúdos próprios do ensino profissional. A escala tem 19 itens distribuídos pelas subescalas Percepção de Congruência (entre self e curso), Prestígio-Empregabilidade, Estereótipos do VET e Características do Ensino Profissional. A resposta tem formato de escala de Likert em 5 pontos.

Escala de autoeficácia geral.

Esta escala (Schwarzer & Jerusalem, 1995) avalia crenças de autoeficácia geral para lidar com situações do cotidiano. É uma medida unidimensional, contém dez itens, com resposta tipo Likert de 4 pontos. Os coeficientes de alfa de Cronbach situam-se em 0.76 (Scholz et al., 2002). As evidências confirmam a estrutura unidimensional e valor preditivo da medida para bem-estar (Teixeira & Costa, 2018).

Resultados

As análises estatísticas foram realizadas com *software* SPSS versão 27.0 (IBM Corp., 2020) e usaram-se modelos de regressão múltipla linear, considerando o bem-estar como variável dependente e como variáveis independentes: coesão de turma, congruência entre características pessoais e curso, prestígio e empregabilidade, estereótipos, cooperação com os professores, relação com os professores, autoeficácia, coesão de escola e percepções negativas do ambiente escolar.

Testaram-se os pressupostos do modelo: distribuição normal, multicolinearidade (correlações não superiores a $|\cdot 50|$), homogeneidade e independência dos erros sendo valor de Durbin-Watson 1.94. Pela distância de Mahalanobis identificaram-se 3 *outliers* com potencial impacto na estimativa da reta de regressão, sendo retirados.

O modelo estimado pelo método *stepwise* é estatisticamente significativo, explicando 29% da variância [$F(6, 213) = 15.70$; $R^2_a = .29$; $p < .001$]. Neste modelo, as variáveis independentes agrupam-se em seis blocos, expressando um modelo final com seis variáveis, com ordem de entrada Autoeficácia ($\beta = .28$, $t(213) = 4.55$; $p < .001$), Congruência entre características pessoais e curso ($\beta = .16$, $t(213) = 3.37$; $p = .019$), Estereótipos relativos ao ensino profissional ($\beta = -.24$, $t(213) = -4.07$; $p < .001$) (negativo), Autonomia ($\beta = .14$, $t(213) = 2.21$; $p = .028$), projetos futuros ($\beta = .14$, $t(213) = 2.40$; $p = .017$), empregabilidade-prestígio ($\beta = .16$, $t(213) = 2.35$; $p = .020$). O valor de VIF varia entre 1.14 e 1.47.

Discussão

A discussão dos resultados do modelo para o bem-estar remete para a fundamentação sociocognitiva. Os resultados estão de acordo com a literatura que considera fatores explicativos do bem-estar a autoeficácia (e.g., Teixeira & Costa, 2018), fatores da a cooperação com os professores (e.g., Wang & Holcombe, 2010) e os fatores de carreira (percepção de congruência entre aluno e curso, prestígio e empregabilidade e projetos de futuro) (e.g. Almeida & Teixeira, 2018; Teixeira & Costa, 2018), e os estereótipos percebidos relativamente ao ensino profissional, com relação negativa (e.g. (Vieira & Azevedo, 2008).

Este estudo possui limitações ao nível da amostra (áreas geográficas, cursos) e das variáveis de natureza pedagógica e sociodemográfica.

Estudos sobre este tema devem optar por metodologia longitudinal e incluir mais variáveis de natureza cognitivo-motivacional e de adaptabilidade da carreira. Deveriam ser incluídas variáveis de rendimento académico e de natureza pedagógica (expetativas dos professores e dos pais) e comparados os dados com alunos dos cursos científico-humanísticos.

Em conclusão, os resultados demonstram as potencialidades destas escalas como instrumentos de reflexão e gestão de relações na comunidade escolar, quer para investigação. A intervenção deve abranger toda a comunidade escolar, no sentido de agregar esforços no suporte académico e emocional dos estudantes, possibilitando fatores positivos de autonomia, autoeficácia e bem-estar. A intervenção deverá incluir também as famílias e a comunidade social, no sentido de prestigiar e dignificar esta via de ensino, como uma fonte de competência, desenvolvimento pessoal e de desenvolvimento económico do país.

Referências

- Almeida, B. R., & Teixeira, M. O. (2018). Bem-estar e adaptabilidade de carreira na adaptação ao ensino superior. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*, 1(19), 21–32. <http://dx.doi.org/10.26707/1984-7270/2019v19n1p21>
- Azevedo, J. (2009). *Escolas profissionais 1989-2009: As oportunidades e os riscos de uma inovação educacional que viajou da margem para o centro*.
- Azevedo, J. (2010). Escolas Profissionais: Uma história de sucesso escrita por todos. *Revista Formar*, 72, 25–29.
- Bandura, A. (1993). Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational psychologist*, 28(2), 117–148.
- Bronfenbrenner, U. (1986). Ecology of the family as a context for human development: Research perspectives. *Developmental psychology*, 22(6), 723.
- Costa, H. C. (2010). O Ensino Profissional: Um desafio para os professores. *Medições*, 1(2), 46–59.
- Diener, E., & Ryan, K. (2009). Subjective Well-Being: A General Overview. *South African Journal of Psychology*, 39(4), 391–406. <https://doi.org/10.1177/008124630903900402>
- Hofman, R. H., Hofman, W. H. A., & Guldmond, H. (1999). Social and Cognitive Outcomes: A Comparison of Contexts of Learning. *School Effectiveness and School Improvement*, 10(3), 352–366. <https://doi.org/10.1076/sesi.10.3.352.3499>
- Lasonen, J., & Gordon, J. (2009). Improving the attractiveness and image of VET. *CEDEFOP (Ed.), Modernising Vocational Education and Training: Fourth report on Vocational Training Research in Europe—Background report*, 15–88.
- Pinto, A. B., & Teixeira, M. O. (2018). Qualidades psicométricas da escala de avaliação do ambiente escolar. Em M. do C. Taveira, A. D. Silva, C. Marques, & M. Leal (Eds.), *Carreira e aconselhamento: Educação, Mobilidade e Emprego* (pp. 58–67). Braga: APDC Edições.
- Russo, G., Serafini, M., & Ranieri, A. (2019). Attractiveness is in the eye of the beholder. *Empirical Research in Vocational Education and Training*, 11(1), 1–22.
- Scholz, U., Gutiérrez Doña, B., Sud, S., & Schwarzer, R. (2002). Is General Self-Efficacy a Universal Construct?1. *European Journal of Psychological Assessment*, 18(3), 242–251. <https://doi.org/10.1027//1015-5759.18.3.242>
- Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized Self-Efficacy scale. Em J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston, *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and Control Belief* (pp. 35–37). Nfer-Nelson.
- Teixeira, M. O., & Costa, C. J. (2018). Carreira e bem-estar subjetivo no ensino superior: Determinantes pessoais e situacionais. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*, 18(1), 19–29. <https://doi.org/10.26707/1984-7270/2017v18n1p19>
- Teixeira, M. O., & Pinto, A. B. (2018). Qualidades psicométricas da Escala de Adaptação e Ajustamento no Ensino Profissional (EAAEP). Em M. Pereira, I. M. Alberto, J. J. Costa, J. T. Silva, C. P. A. Albuquerque, M. J. S. Santos, & M. P. Vilar (Eds.), *Diagnóstico e Avaliação Psicológica: Atas do 10º Congresso da AIDAP/AIDEP*. Rebelo.
- Vieira, I., & Azevedo, J. (2008). *Factores que promovem o sucesso educativo nas escolas profissionais*. *Revista Portuguesa De Investigação Educacional*, (7), 51-69. <https://doi.org/10.34632/investigacaoeducacional.2008.3300>
- Wang, M.-T., & Holcombe, R. (2010). Adolescents' Perceptions of School Environment, Engagement, and Academic Achievement in Middle School. *American Educational Research Journal*, 47(3), 633–662. <https://doi.org/10.3102/0002831209361209>

Validação da Escala de Bem-estar Experiencial (BEE): Análise Fatorial Confirmatória

Margarida Pocinho^{1,2}, Sara Agrela¹ & Soraia Garcês^{1,2,3}

¹ University of Madeira/CIERL & ²Research Center for Tourism, Sustainability and Well-being
- Universidade do Algarve; ³OSEAN

mpocinho@staff.uma.pt^{1,2} *sara_agrela@hotmail.com*¹ *soraia@staff.uma.pt*^{1,2,3}

Resumo: O bem-estar é uma variável cada vez mais considerada relevante no panorama atual, não só no âmbito físico mas também numa vertente de saúde mental. Considerado o foco do estudo da Psicologia positiva, o bem-estar é encarado como um construto multidimensional particularmente quando observado o Modelo PERMA. Este modelo alberga elementos como emoções positivas, envolvimento, relações positivas, significado e realização. Outras variáveis positivas como o otimismo/resiliência, criatividade e espiritualidade são também consideradas preponderantes e aliadas ao modelo PERMA, constituem o modelo HOPE. Este último considera o bem-estar como promotor de experiência significativas e estas últimas também como responsáveis por influenciar os estados de bem-estar. Focado neste último modelo, foi construída a Escala de Bem-Estar Experiência (EBE) que em estudos exploratórios anteriores apresentou características psicométricas adequadas. Desta forma, a presente investigação objetivou realizar a análise fatorial confirmatória (AFC) deste instrumento. Assim sendo, este estudo foi realizado no ensino superior e incluiu uma amostra de 295 participantes, dos quais 82.7% são do género feminino e cujas idades estão compreendidas entre os 18 e os 66 anos. Os índices de ajustamento revelaram alguns valores adequados, contudo revelou também alguns resultados que poderiam ser melhorados. ($\chi^2/df= 3.21$, RMR= .24, RMSEA= .087 e CFI= .906). Porém, globalmente, confirmou-se a estrutura bifatorial dos estudos anteriores, com valores de consistência interna adequados (alfa de Cronbach > .70). Estas evidências demonstram que esta escala tem potencial para a avaliação do bem-estar na população portuguesa, mas sugere-se a continuação do seu estudo psicométrico e aprimoramento.

Palavras-chave: Bem-estar; Estudo de Validação, Análise Fatorial Confirmatória; Ensino superior.

1. Introdução

De acordo com Pereira (2004), o bem-estar espelha o funcionamento adaptativo do indivíduo, isto é, o modo como este, utilizando estratégias apropriadas em circunstâncias percebidas como iminentemente ameaçadoras, lida com as exigências externas e internas. O bem-estar, na atualidade, é encarado enquanto um domínio da Psicologia Positiva, sendo que, segundo alguns defensores desta, a felicidade, a criatividade, a autodeterminação e o bem-estar subjetivo constituem-se como exemplos de algumas características humanas que se associam ao desenvolvimento saudável do indivíduo (De Matos et al., 2017).

Neste sentido, no âmbito da Psicologia Positiva, que surge enquanto um subcampo da Psicologia, denota-se a importância de estudar o bem-estar (Scorsolini-Comin et al., 2013) e os seus benefícios para o Ser Humano. É reconhecido em Seligman (2012) o principal impulsionador desta área, definindo o bem-estar com base em cinco elementos que considerou essenciais, nomeadamente, 1) as emoções positivas, 2) o envolvimento, 3) o significado, 4) as relações positivas e 5) a realização pessoal, sendo este o acrónimo na versão inglesa denominado PERMA. Deste modo, estas variáveis do PERMA oferecem a possibilidade de existir um florescimento individual, uma vez que, florescer pressupõe que o indivíduo experiencie relações positivas, elevados níveis de realização pessoal e de significado, envolvimento com o trabalho e elevados níveis de satisfação com a vida (Antunes et al., 2018).

Tendo em consideração este modelo da Psicologia Positiva proposto por Seligman, foi desenvolvido um novo modelo, que inseriu as variáveis criatividade, otimismo e espiritualidade, combinando-as com as variáveis do modelo PERMA (Garcês et al., 2017; Pocinho & Garcês, 2019). Neste modelo, a criatividade relaciona-se com a produção de algo inovador e novo, enfatizando a psicologia positiva como componente do conhecimento e da sabedoria (Bacon, 2005; Pocinho & Garcês, 2019). Por sua vez, o otimismo respeita à capacidade do indivíduo para entender episódios pouco agradáveis como externos, instáveis e específicos (Hershberger, 2005; Pocinho & Garcês, 2019). A espiritualidade refere-se à busca de experiências com significado na vida (Hill et al., 2000; Pocinho & Garcês, 2019). Assim, estas três variáveis aliadas aos elementos individuais do modelo PERMA constituem-se como o suporte do modelo *Human Optimal Psychological Experience* (HOPE). De uma forma geral, e de acordo com este modelo, o bem-estar dos sujeitos, no decorrer de uma dada experiência, é influenciado pelo seu otimismo, espiritualidade e criatividade (Pocinho & Garcês, 2019). Nesta ótica, de acordo com o modelo HOPE, o bem-estar exerce influência na experiência do indivíduo num dado momento e é, de igual forma, influenciado pela experiência (Pocinho et al., 2017).

Nesta linha de raciocínio o modelo HOPE sustenta teoricamente a Escala de Bem-estar Experiencial - EBE (Pocinho & Garcês, 2019; Garcês et al., 2022), instrumento desenhado para avaliar o bem-estar, na ótica da Psicologia Positiva. Esta escala procura avaliar o bem-estar geral, a criatividade, o otimismo/resiliência e a espiritualidade e as subvariáveis individuais do modelo PERMA, nomeadamente, emoções positivas, envolvimento, significado, relações e realização.

Os primeiros estudos com este instrumento revelaram que o mesmo possui propriedades psicométricas adequadas para a sua utilização na população portuguesa (Pocinho & Garcês, 2019; 2020), resultados obtidos mediante análise fatorial exploratória (AFE) realizada. Considerando-se pertinente o contínuo aprimoramento deste instrumento, o presente estudo tem como principal objetivo realizar a análise fatorial confirmatória (AFC) da Escala de Bem-estar Experiencial (BEE), procurando verificar as suas qualidades de ajustamento e confirmar a sua estrutura fatorial.

2. Metodologia

2.1. Participantes

Neste estudo foi utilizada uma amostra de 295 participantes do ensino superior, nomeadamente, docentes, discentes e funcionários, dos quais 82.7% são do género feminino e 17.3% são do género masculino, com idades compreendidas entre os 18 e os 66 anos.

2.2. Instrumento

A Escala de Bem-estar Experiencial é composta por 10 itens, incluindo 5 itens invertidos. Esta é uma escala tipo *Likert*, sendo 1 “discordo totalmente” e 7 “concordo totalmente”. Na primeira utilização deste instrumento considerou-se a soma de todos os itens que compõem a escala, sendo que os resultados variam entre 10 e 70 pontos (Pocinho & Garcês, 2019). Contudo, num estudo posterior realizou-se uma primeira análise fatorial exploratória (AFE) para esta escala (Pocinho, & Garcês, 2020). Neste estudo, obteve-se um valor de .79 no teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) o que possibilitou a continuidade desta análise. Nesta e através do critério de Kaiser encontrou-se dois fatores que explicam 53,16% da variância do construto (Pocinho & Garcês, 2020). Posteriormente, realizou-se uma nova AFE que também concluiu através da análise do Scree Plot na existência destes dois fatores iniciais (Garcês et al., 2022). Neste último estudo, utilizou-se a rotação Varimax e foi alcançada uma composição final de cada fator. O Fator 1 (F1) composto pelos itens 1, 3, 6, 7 e 10 e o Fator 2 (F2) constituído pelos itens 2, 4, 5, 8 e 9 (Pocinho & Garcês, 2020). Os fatores são alcançados pela soma das respostas de cada item. Após análise de ambos os fatores considerou-se que o Fator 1 inclui itens mais ligados a situações que diminuem o bem-estar, pelo que foi denominado de “mal-estar”. O Fator 2 inclui itens com um caráter mais positivo, pelo que foi apelidado de “bem-estar”. Na análise da sua consistência interna, a confiabilidade para a escala total foi de .759, para o F1 foi de .738 e para o F2 foi de .722, permitindo considerar esta escala com características psicométricas adequadas (Garcês et al., 2022).

3. Resultados

No seguimento do objetivo deste estudo, procurou-se realizar a AFC e testar os dois fatores obtidos, recorrendo-se ao IBM SPSS Amos 28. Na figura 1 encontra-se o diagrama de coeficientes (*path diagram*).

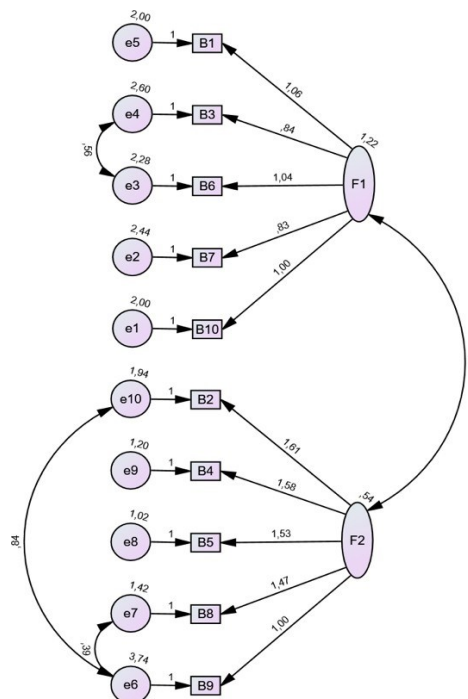


Figura 1.
Diagrama de Coeficientes da BEE

Nesta análise, utilizou-se os índices de ajustamento *Normed Chi-square* (χ^2/df); *Root Mean Square Residual* (RMR); *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA);

Comparative Fit Index (CFI) e Goodness of Fit Index (GFI). Deste modo na Tabela 1 encontram-se os resultados encontrados.

Tabela 1

Índices de ajustamento para a Escala de Bem-Estar Experiencial

Índices	Valores obtidos
χ^2/df	3.21
RMR	.24
RMSEA	.087
CFI	.906
GFI	.939

Os resultados do χ^2/df ($p < .001$) foram considerados valores aceitáveis ainda que no limite de 3.0 e não significativos de acordo com a literatura (Byrne, 2001; Dion, 2008). Ainda que ligeiramente acima do limite, é relevante mencionar que este teste poderá ser sensível ao tamanho da amostra, uma vez que esta deverá ser, desejavelmente, $n > 400$, o que não acontece neste estudo. O valor de RMR encontra-se abaixo de .8, valor máximo aceitável (Hu & Bentler, 1999; Vandenberg & Lance, 2000). O resultado do RMSEA .087, encontra-se ligeiramente acima do valor aceitável recomendável pela literatura entre .05 e .08 (Hair, et al., 1998, Joreskog, & Sorbom, 1996; Steiger, 1990). Os índices CFI e GFI encontram-se dentro dos valores aceitáveis sendo aceitáveis valores acima de .90 para ambos (Bentler, 1990; Joreskog & Sorbom, 1986).

4. Conclusões

As evidências obtidas neste estudo demonstram que a Escala de Bem-estar Experiencial (BEE) apresentou alguns valores psicométricos adequados nesta amostra, nomeadamente os índices RMR, o CFI e o CGI. Contudo, nem todos os índices de ajustamento foram os mais desejáveis, mais especificamente, o RMSEA e o *Normed Chi-square*. Considera-se pertinente refletir que o tamanho da amostra poderá ter influenciado os resultados obtidos nesta investigação e particularmente nestes resultados, pelo que, em estudos futuros, sugere-se que o tamanho da amostra possa ser superior e alargado ainda outras populações e contextos.

Apesar da existência de alguns instrumentos que avaliam o bem-estar, a escala que aqui se apresenta procurou ser um instrumento de pequena dimensão com ênfase numa vertente científica baseada nos pressupostos da Psicologia positiva, nomeadamente o Modelo PERMA, porém focalizando adicionalmente variáveis consideradas preponderantes como o otimismo/resiliência, a criatividade e a espiritualidade. Contudo, considera-se que apesar do trabalho confirmatório aqui realizada existe ainda a necessidade de continuar a investigação com este instrumento, de modo a aprimorar as suas características psicométricas.

5. Referências bibliográficas

- Antunes, R. R., Silva, A. P., & Oliveira, J. (2018). Escala de bem-estar global: análise das suas características psicométricas. *Health Research Journal*, 1(1), 52-62.
- Bacon, D. (2005). Positive Psychology's Two Cultures. *Review of General Psychology*, 9(2), 181-192. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.9.2.181>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Byrne, B. M. (2001). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Lawrence Erlbaum Associates.
- De Matos Maia, M. D. F., Tolentino, T. M., Lima, C. A. G., de Oliveira Souza, B. V., Lafeta, J. C., Silva, K. R. P., & Formiga, N. S. (2017). Psicologia positiva e o bem-estar: estudo dos aspectos saudáveis do viver. *Revista Eletrônica Nacional de Educação Física*, 7(9), 2-30.

- Dion, P. A. (2008). Interpreting structural equation modeling results: A reply to Martin and Cullen. *Journal of business ethics*, 83(3), 365-368. <https://doi.org/10.1007/s10551-007-9634-7>
- Garcês, S., Pocinho, M., & Agrela, S. (2022). Creativity: a predictor of mental wellbeing. In J. Berg, C. L. Vestena, & C. C. Lobo, *Criatividade em Diálogo com as Urgências Humanas*.
- Garcês, S., Pocinho, M., & Jesus, S. (2017). Positive psychology research as a framework for a new conceptual model in tourism settings. In M. Milcu, M. Stevens, & I. Dahl (Eds.), *Modern Research in Health, Education and Social Sciences. From Evaluation to Intervention* (pp. 339-344). Editura Universitară.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate Data Analysis with Readings*. Prentice Hall.
- Hershberger, P. (2005). Prescribing Happiness: Positive Psychology and Family Medicine. *Family Medicine*, 37(9), 630-634.
- Hill, P., Pargament, K., Hood, R., McCullough, M., Swyers, J., Larson, D., & Zinnbauer, B. (2000). Conceptualizing Religion and Spirituality: Points of Commonality, Points of Departure. *Journal for the Theory of Social Behaviors*, 30(1), 51-77. <https://doi.org/10.1111/1468-5914.00119>
- Hu, L. T., & 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1986). *PRELIS: A Program for Multivariate Data Screening and Data Summarization*. Scientific Software.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1996). *LISREL8: User's reference guide*. Scientific Software.
- Pereira, M. P. F. (2004). Recensão crítica do artigo de Jesus, S. N. (2002). *Perspectivas Para O Bem-Estar Docente - Uma Lição de Síntese*. ASA Editores II, S.A.
- Pocinho, R., Ravara, P. B., Melo, C., Pardo, E. N., & Muñoz, J. J. F. (2017). Relação entre o estado psicossocial do cuidador informal e o tempo de cuidado dos idosos da região centro de Portugal. *Educación y Humanismo*, 19(32), 88-101. <https://doi.org/10.17081/eduhum.19.32.2533>
- Pocinho, M., & Garcês, S. (2019). Developing the wellbeing experience scale. *Revista de Divulgação Científica AICA*, 11, 51-57.
- Pocinho, M., & Garcês, S. (2020, October 12-13). A measure of wellbeing to promote human rights [Conference presentation]. II Conferência Euroamericana para o desenvolvimento dos Direitos Humanos: Agenda 2030 – Um Novo Capítulo para a evolução dos Direitos Humanos (CEDH2020). Online/Coimbra, Portugal.
- Pocinho, M., Garcês, S., Jesus, S. N., Viseu, J., & Tobal, J. (2020). Psychometric study of the short-form of the Creative Personality Scale. *PSICOLOGIA*, 34(1), 345-353. <https://doi.org/10.17575/psicologia.v34i1.1681>
- Scorsolini-Comin, F., Fontaine, A., Koller, S., & Santos, M. (2013). From Authentic Happiness to Well-Being: The Flourishing of Positive Psychology. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 26(4), 663-670. <https://doi.org/10.1590/S0102-79722013000400006>
- Seligman, M. E. P. (2012). *A vida que floresce. Um novo conceito visionário de felicidade e bem-estar*. Estrela Polar. (Trabalho original em inglês publicado em 2011).
- Steiger, J. H. (1990). Structural Model Evaluation and Modification: An Interval Estimation Approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational research methods*, 3(1), 4-70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>

Estudo com a Escala Multidimensional de Autoeficácia Percebida (EMAP) em jovens infratores institucionalizados. Implicações para a reabilitação

Maria Odília Teixeira, Manuella Costa da Silva & Márcia Laranjeira
Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa

Resumo

Num enquadramento sociocognitivo de agenciamento pessoal e educativo, é objetivo analisar os resultados da Escala Multidimensional de Autoeficácia Percebida (EMAP), em rapazes institucionalizados com infrações penais (N= 195). Os jovens responderam ainda às Escalas de Desenvolvimento e Bem-Estar e Perceção do Ambiente Socioeducativo. Na análise fatorial exploratória emergiu uma estrutura em cinco componentes, com significado na inserção socioeducativa, e o modelo de regressão linear sugere como fontes de autoeficácia as variáveis de bem-estar e autoavaliação dos resultados escolares (negativo). Estes dados sugerem especificidade do construto de autoeficácia, e propõem que o ambiente socioeducativo se alicerce em eixos de suporte social, ambiente relacional positivo da própria instituição e em atividades de tempos livres que favoreçam a motivação para a mudança de atitudes, comportamentos e estilo de vida.

Palavras-chave: crenças de autoeficácia, bem-estar, suporte social e educativo, reabilitação, tempos livres

Introdução

A Organização Mundial de Saúde perspetiva a violência em padrões inscritos nos contextos familiares, educacionais e comunitários, responsáveis, eles próprios, pela perpetuação das desigualdades sociais (World Health Organization [WHO], 2002). Na população de adolescentes infratores, é comum a violência surgir nas famílias ao longo de gerações (Shulman et al., 2021), sendo sistemática a associação entre pobreza, crime, reincidência, baixa autoestima e tráfico e uso de drogas (Nardi & Dell'Aglio, 2014). Os processos de reabilitação, e da própria violência, emergem numa multiplicidade de fatores psicológicos, sociais, culturais, e até económicos. Nestes jovens, algumas destas variáveis sugerem efeitos aparentemente contraditórios, tal como a associação entre o consumo de drogas e a condição de empoderamento social, que pressupõe fortalecimento psicológico (Silva et al., 2022). A associação positiva destes fatores é favorável à persistência do crime (Grundetjern & Miller, 2018), e impeditiva da mudança de comportamento e atitudes.

Neste quadro psicossocial, os jovens institucionalizados vivem vulnerabilidade crónica do ponto de vista pessoal, social e económico. Estes grupos apresentam menos defesas do que a população em geral, em autocontrolo, autoestima, apoio social, quando confrontados com situações adversas (Thoits, 2010). Em âmbito socioeducativo, também o processo de mudança pode associar sofrimento e incerteza, observando-se, por exemplo nestes jovens, forte associação entre ansiedade e consumo de álcool (Silva et al., 2021).

Nestas condições desfavoráveis, a literatura (e.g., Bandura, 1997) aponta a autoeficácia como um dos componentes críticos do agenciamento e da mudança. A Teoria Sociocognitiva (Bandura, 1997) distingue três processos responsáveis pelas mudanças pessoais: a adoção de padrões de comportamento novos, o uso generalizado desses padrões em diferentes contextos e a sua manutenção no tempo. Em todas estas fases, são necessárias oportunidades de confiança dadas pelo próprio contexto, de modo a proporcionar vivências positivas e a reconstruir crenças. As crenças de autoeficácia são fatores críticos na mudança de atitudes e comportamentos, tornando-se ainda relevante analisar as próprias condições que podem favorecer o fortalecimento das crenças de autoeficácia. A literatura (e.g., Bandura, 1997) descreve as fontes de autoeficácia em experiências, persuasão verbal,

aprendizagem vicariante e em sentimentos e emoções.

Para aprofundar este tema, neste estudo, pretendemos analisar as crenças de autoeficácia e algumas das respetivas fontes, em jovens infratores institucionalizados, com a finalidade de robustecer os padrões de mudança.

Método

Participantes

Participaram no estudo 175 rapazes de 3 centros de reabilitação de Brasília, que foram recrutados por conveniência e acessibilidade, com média de idade 16,88 (DP = 1,23), e com média de detenção no centro 10,73 (DP = 7,36) meses. Estes jovens são reincidentes e/ou cometeram crimes de maior gravidade, sendo a internalização a última medida socioeducativa prevista.

Instrumentos

Escala Multidimensional de Autoeficácia Percebida (EMAP): Foi usada a versão portuguesa da *Multidimensional Scale of Perceived Self-Efficacy* (MSPSE) (Bandura, 1990; Teixeira, 2008), com 59 itens em 9 subescalas, representativas do funcionamento psicológico dos adolescentes. A resposta é dada em escala Likert de 5 pontos (1. *Nada fácil* a 5. *Muito fácil*). Neste estudo, utilizaram-se 6 das 9 escalas (39 itens): Autoeficácia de Obtenção de Recursos Sociais, que avalia as crenças dos jovens para obterem ajuda dos professores, pares e adultos, na resolução de problemas escolares e sociais (e. g., Com que facilidade és capaz de obter a ajuda dos teus professores quando tens dificuldades nas tarefas escolares?), Autoeficácia para Obter o Apoio Parental e Comunitário que avalia as crenças dos jovens para envolverem os pais e a comunidade nas atividades escolares (e. g., Com que facilidade és capaz de conseguir que os teus pais tomem parte das atividades escolares?), Autoeficácia de Sucesso Académico, que avalia as crenças dos jovens para obterem sucesso em várias matérias escolares (e. g., Com que facilidade és capaz de aprender matemática?), Autoeficácia para Tempos Livres e Atividades Extra Curriculares que avalia as crenças na participação de atividades desportivas, recreativas e sociais (e. g., Com que facilidade és capaz de aprender desportos?), Eficácia Autorregulatória (autocontrolo), que avalia as crenças dos jovens para resistirem à pressão dos pares em comportamentos de risco (e.g., álcool, drogas, sexo não protegido e transgressões (e. g., Com que facilidade és capaz de resistir à pressão dos teus amigos para fazeres coisas na escola que te podem trazer problemas?)), Autoeficácia Social que avalia as crenças em estabelecer e manter relações sociais e gerir conflitos interpessoais (e. g., É fácil fazer e manter amigos?). A literatura é favorável à consistência interna e à validade desta medida em adolescentes, em âmbito académico e vocacional (e.g., Lopes & Teixeira, 2012).

Escala de Desenvolvimento e Bem-Estar: avalia o bem-estar subjetivo em 8 itens de natureza interpessoal, competência, significado e propósito na vida (Diener & Ryan, 2009). A resposta tem formato de Likert em 7 pontos (1. *discordo fortemente* a 7. *concordo fortemente*). Em diferentes amostras, os índices de validade e precisão são favoráveis ao uso da medida. Nesta amostra, os dados confirmam a sua estrutura unidimensional da medida, e o coeficiente alfa situa-se em 0,85 (Silva & Teixeira, 2021)

Escala de Perceções do Ambiente: inclui 12 itens sobre ambiente educacional dos participantes. (e.g., sou estimulado a participar nas decisões da minha comunidade). A resposta tem formato de Likert em 5 pontos (1. *Nada* a 5. *Fortíssimo*), e resultado é a soma dos 12 itens. Nesta amostra, o coeficiente alfa de Cronbach situa-se em 0,84.

Procedimentos

Éticos: foi seguido o regulamento do Comitê de Ética Nacional em Pesquisa do Brasil, e a aprovação deste projeto consta do Protocolo CAEE 34895287.

Recolha dos dados: os dados foram recolhidos em pequenos grupos, com presença de uma investigadora e membros de segurança da instituição.

Resultados

Itens

Na análise em componentes principais (rotação varimax) obteve-se a solução imposta de 5 componentes, de acordo com o teste da escarpa e a literatura (e.g., Lopes & Teixeira, 2012). Esta solução explica 51,11% da variância total. O valor KMO (0,86) confirma adequabilidade dos dados. Na escala, retiraram-se 2 itens, com base nas comunalidades e valores da matriz. Um dos itens consta de uma tarefa com elevado grau de dificuldade para estes rapazes da amostra (“É fácil conseguir que os meus pais tomem parte das minhas atividades escolares”). Estes jovens estão fora das famílias, e provavelmente haverá pouca interação entre escola e família. O outro item que foi retirado “É fácil controlar o meu mau feitio” também nos parece significativo nestes jovens, que tendem a revelar baixo autocontrole nas suas emoções (Thoits, 2010). Nas cinco componentes, a 1ª reúne os itens das escalas autoeficácia de tempos livres e social, a 2ª os itens da autoeficácia regulatória (autocontrolo), a 3ª os itens de suporte social, a 4ª os itens de natureza académica, excluindo matemática, física e química e línguas estrangeiras. Estes últimos itens definem a 5ª componente com outros conteúdos sociais e emocionais (e.g., É fácil participar nas atividades da associação de estudantes e É fácil obter a ajuda de um amigo quando tenho um problema). Esta componente foi designada autoeficácia para tarefas difíceis, que associa conteúdos científicos, línguas estrangeiras e envolvimento escolar e comunitário. A soma de todos os itens corresponde à Autoeficácia total.

Precisão e estatísticas descritivas das escalas

A Tabela 1 apresenta as médias, amplitudes, desvios padrões e coeficientes alfa de Cronbach dos resultados das escalas. No conjunto, há evidências de variabilidade dos resultados. Na EMAP, os coeficientes alfa variam entre 0,74 e 0,89.

Tabela 1. Estatísticas descritivas e Coeficientes Alfa de Cronbach

Escalas	Mínimo	Máximo	Média	DP	Alfa
Bem-Estar (8 itens)	8	56	38,61	11,46	0,85
EMAP					
Autoeficácia Extra - Lazer e Social (10 itens)	10	50	31,93	8,58	0,89
Autoeficácia de Suporte Social (6 itens)	6	30	18,47	5,23	0,74
Autoeficácia de Autocontrolo – Autorregulação (8 itens)	8	55	22,71	8,75	0,84
Autoeficácia Acadêmica (7 itens)	7	35	22,30	6,58	0,84
Autoeficácia para Tarefas Difíceis (7 itens)	7	33	17,33	5,49	0,75
Perceção Positiva do Ambiente Socio-educacional (12 itens)	12	54	29,87	10,13	0,84

Modelo de regressão múltipla linear

A autoeficácia total (soma de todos os itens) é a variável dependente e o bem-estar, Perceção Positiva do Ambiente Socio-educacional e autoavaliação do desempenho académico são variáveis independentes. Foram testados os pressupostos do modelo, nomeadamente o da distribuição normal, multicolinearidade, homogeneidade e independência dos erros, com valor de Durbin-Watson 1.97. Consideram-se efeitos

significativos a partir de $p < .05$. O modelo de regressão múltipla linear, pelo método enter, é estatisticamente significativo e explica 41% da variância [$F^{(3,140)} = 32,70$; $R^2_a = 0,41$; $p < 0,001$]. O Valor de VIF varia entre 1.02 e 1.11. Neste modelo, são preditores o Bem-estar ($\beta = 0.59$, $t^{(140)} = 8,58$; $p < .001$) e Autoavaliação do Desempenho Escolar ($\beta = -0.14$, $t^{(140)} = 2,01$ (negativo); $p < .05$). A variável Percepção Positiva do Ambiente Socio-educacional tem uma correlação parcial de 0,16, e o seu significado estatístico no modelo atinge 0,06 ($p = 0,06$).

Discussão

A organização dos resultados em cinco componentes evidencia a especificidade do construto de autoeficácia, de acordo com o contexto, e principalmente com as características de funcionamento psicológico dos jovens da amostra. Assim, a primeira componente que junta os conteúdos das crenças em atividades de tempos livres com atividades sociais indica associação entre as componentes relacional e atividades de lazer. De referir que num outro estudo com estes jovens, esta componente é preditora de sentimentos de bem-estar (Silva & Teixeira, 2021). Por outro lado, estes dados também indicam o fraco significado que a escola tem para estes jovens. Na estrutura dos dados, a autoeficácia académica reúne os itens de conteúdos mais generalistas, e os conteúdos mais específicos do conhecimento (matemática, física, línguas) juntam-se a áreas sociais de difícil acesso a estes jovens, como por exemplo participar ativamente nas atividades da associação de estudantes ou contar com um amigo em situações difíceis. Assinala-se o significado deste último conteúdo como indicador das dificuldades de relacionamento destes adolescentes. Os dados do modelo de regressão confirmam o peso negativo que a escola representa para a imagem destes jovens. Estes dados questionam sobre a eficácia das estratégias inclusivas capazes de criarem condições para a mudança. As estratégias adotadas na reabilitação têm que envolver e criarem significado e laços relacionais. As outras duas componentes juntam os itens de autoeficácia autorregulatória e os itens de suporte social, tal como em outros estudos em adolescentes (e.g., Lopes & Teixeira, 2012). Estes dados tendem a confirmar a validade da medida e do próprio construto de autoeficácia como específico aos contextos (Bandura, 1997).

Limitações

A generalização dos resultados é limitada pela dimensão e natureza da amostra, bem como pelo design transversal da investigação, que impossibilita a análise da mudança. A presença de membros da segurança na recolha dos dados, pode ter desencadeado o efeito de desejabilidade social, a que se juntam as características dos próprios questionários de autorrelato, sendo igualmente potenciadores deste efeito. A desejabilidade social cria vieses nos resultados.

Conclusões

No conjunto dos dados há indicadores das características psicométricas da EMAP nesta população, mas também sobre a natureza da intervenção apropriada em reabilitação. Este deve ser alicerçada em fatores de suporte social, ambiente relacional positivo da própria instituição e em atividades de tempos livres que favoreçam competências e inclusão. A atuação educativa deve promover caminhos de transformação, possibilidades restaurativas nas unidades de internação. As equipas psicossociais devem promover o desenvolvimento de competências, devidamente apoiadas em ambiente de suporte social e emocional. Neste âmbito, salienta-se a pertinência das ações abrangerem os jovens, educadores e famílias. As questões da reabilitação têm de necessariamente incluir mudanças das crenças e comportamentos de educadores e educandos.

Referências

- Bandura, A. (1990). *Multidimensional scales of perceived academic efficacy*. Stanford University.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy – the exercise of control*. W.H. Freeman and Company
- Diener, E., & Ryan, K. (2009). Subjective Well-being: A general overview. *Journal of Psychology*, 39, 391-406.
- Lopes, A. R. & Teixeira, M. O. (2012). Projetos de carreira, autoeficácia e sucesso escolar em ambiente multicultural. *Revista Brasileira de Orientação Profissional*, 13(1), 7-14.
- Nardi, F. L. & Dell`Aglia, D. D. (2014). Trajetória de Adolescentes em Conflito com a Lei Após Cumprimento de Medida Socioeducativa em Meio Fechado. *Psico*, 45 (4), 541-550. <https://doi.org/10.15448/1980-8623.2014.4.12978>
- Shulman, E. P., Beardslee, J., Fine, A., Frick, P. J., Steinberg, L., & Cauffman, E. (2021). Exposure to Gun Violence: Associations with Anxiety, Depressive Symptoms, and Aggression among Male Juvenile Offenders. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 50(3), 353–366. <https://doi.org/10.1080/15374416.2021.1888742>
- Silva, M, Cruz, A. P., & Teixeira, M. O. (2021). Depression, anxiety, and drug usage history indicators among institutionalized juvenile offenders of Brasilia. *Psicologia: Reflexão e Crítica*. 34:17. <https://doi.org/10.1186/s41155-021-00184-x>
- Silva, M. & Teixeira, M. O. (2021). Contributo dos projetos para o bem-estar: um estudo com jovens infratores institucionalizados. *Brazilian Journal of Development*, 8 (6), 48409-48417. DOI:10.34117/bjdv8n6-376. <https://www.brazilianjournals.com/index.php/BRJD/issue/view/176>
- Silva, M. C., Teixeira, M. O., & Laranjeira, M. (2022). Validation of the Sociopolitical Control Scale for Youth among Brazilian Juvenile Offenders in Rehabilitation. *Journal of Community Psychology*, 1-16. <https://doi.org/10.1002/jcop.22940>
- Grundetjern, H. & Miller, J. (2019). 'It's Not Just the Drugs that are Difficult to Quit': Women's Drug Dealing as a Source of Empowerment and its Implications for Crime Persistence, *The British Journal of Criminology*, 59 (2), 416–434, <https://doi.org/10.1093/bjc/azy040>
- Teixeira, M.O. (2008). A Escala Multidimensional de Auto-Eficácia Percebida: Um estudo exploratório numa amostra de estudantes do ensino superior. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 25 (1), 141-157. ISSN: 1135-3848.
- Thoits, P. A. (2010). Stress and Health: Major Findings and Policy Implications. *Journal of Health and Social Behavior*, 51, S41-S53. doi:[10.1177/0022146510383499](https://doi.org/10.1177/0022146510383499)
- World Health Organization. Office of World Health Reporting. (2002). *The World health report : 2002 : reducing risks, promoting healthy life : overview*. World Health Organization. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/67454>

AVALIAÇÃO EM CONTEXTO FAMILIAR

Emotion Regulation Questionnaire (ERQ): Evidências de validade da medida numa amostra de pais portugueses

Susana Mourão (smourao@autonoma.pt) & Mónica Pires (mpires@autonoma.pt)
Centro de Investigação em Psicologia (CIP-UAL), Universidade Autónoma de Lisboa

Este trabalho é financiado por fundos nacionais através da FCT – Fundação para a Ciência e a Tecnologia, I.P., no âmbito do projeto CIP/UAL – Ref^a UIDB/04345/202

Resumo

Introdução: A regulação emocional dos pais está associada a práticas parentais mais responsivas e melhor ajustamento psicossocial dos filhos, incluindo uma gestão mais adaptativa das suas emoções. Em contextos particularmente stressantes de separação/divórcio podem existir maiores dificuldades de regulação emocional, com potenciais efeitos na relação pais-filhos.

Objetivos: Este estudo enquadra-se num trabalho mais abrangente, que pretende identificar relações entre a coparentalidade, estilos parentais e estratégias de regulação emocional. Propõe-se verificar evidências da validade do Emotion Regulation Questionnaire (ERQ; Gross & John, 2003) numa amostra de pais portugueses casados/unidos de facto e separados/divorciados ($N = 380$), com diferentes regimes de responsabilidades parentais/fixação da residência dos filhos.

Método: A bidimensionalidade da medida foi comprovada por uma análise fatorial confirmatória e pela análise de consistência interna. Como validade discriminante, analisaram-se as relações entre estratégias de regulação emocional desadaptativas e: i) estilos parentais menos equilibrados; ii) contextos de coparentalidade de conflito; em vários subgrupos (com e sem relação conjugal; residência única *versus* alternada). O protocolo de recolha de dados continha: a versão traduzida do ERQ (Vaz & Martins, 2009); as versões Portuguesas do Coparenting Questionnaire (CQ; Pedro & Ribeiro, 2015) e do Parental Authority Questionnaire for Parents (PAQ-P; Pires, Jesus & Hipólito, 2011); questões sociodemográficas.

Resultados: Confirma-se um bom ajustamento dos dados à estrutura bidimensional proposta ($\chi^2_{(33)} = 110.91, p < .001$; GFI = .94; PCFI = .67; RMSEA = 0.080; Standardized RMR = 0.08); suportado por valores de consistência interna adequados em ambos os fatores (α reavaliação cognitiva = .76; α supressão emocional = .72). Como esperado, níveis mais elevados de supressão emocional correlacionam-se significativamente com o estilo autoritário em todos os subgrupos analisados ($0.15 > r < 0.53$), e com maior conflito (residência única) ou triangulação (residência alternada).

Discussão/Conclusão: Acumulam-se evidências da validade do ERQ para avaliação da regulação emocional na população portuguesa.

Palavras-chave: Regulação emocional; medida bidimensional; análise fatorial confirmatória; pais portugueses; separação/divórcio; residência única/alternada

Introdução

As competências de regulação emocional dos pais (i.e., capacidade de identificarem e responderem de forma adaptativa às suas reações emocionais; Gross, 2015) têm sido consistentemente associadas a práticas parentais mais responsivas (e.g., maior envolvimento, menos hostilidade) e, por conseguinte, a um melhor ajustamento psicossocial dos filhos (e.g., menos sintomas internalizados e externalizados; Shaffer & Obradovic, 2017; Zimmer-Gembeck, Rudolph, Kerin & Bohadana-Brown, 2022). Contrariamente, a presença constante de emoções negativas e desregulação emocional individual e na relação entre pais, implica maior stresse familiar, a adoção de práticas parentais rígidas e coercivas e maior

autoritarismo na educação dos filhos, com consequências no seu ajustamento e na sua própria regulação emocional (Camisasca, et al., 2022). Esta evidência assume particular relevância em contextos de separação/divórcio, onde o conflito interpaparental pode contribuir para maior desregulação emocional (e.g., baixa consciência emocional, défice de estratégias de regulação), traduzindo-se em menor responsividade e em potenciais problemas de ajustamento das crianças/adolescentes, que podem persistir na vida adulta (Amato, 2014; Sears, Repetti, Reynolds, Robles & Krull, 2016; Sun, 2001). Este estudo pretende aferir evidências de validade do Emotion Regulation Questionnaire (Gross & John, 2003) numa amostra de pais portugueses casados/unidos de facto e separados/divorciados, com vista a melhorar a investigação e contribuir para prática clínica relativa ao funcionamento dos diversos contextos familiares. O ERQ é um instrumento parcimonioso de autorrelato (10 itens), desenvolvido para avaliar diferenças individuais no recurso a duas estratégias de regulação emocional distintas: i) reavaliação cognitiva, com efeito adaptativo e onde pela resignificação se diminuem potenciais emoções negativas; ii) supressão emocional, com efeito tendencialmente desadaptativo e onde existe um esforço contínuo de inibição da expressão de emoções (Gross & John, 2003). Foi traduzido e preliminarmente validado para Portugal com uma amostra de população geral (Vaz & Martins, 2009), enquanto este estudo inclui uma amostra específica e heterogénea de pais. Em casos de separação/divórcio abrange, ainda, diferentes regimes de responsabilidades parentais e fixação de residência dos filhos, face à crescente valorização da alternância de residência por tempo idealmente equivalente entre pais, ainda que as responsabilidades parentais sejam em regra partilhadas quanto às questões de particular importância da criança (Pires & Gamboa, 2022; Steinbach & Augustijn, 2022). Esperamos contribuir para aprofundar o conhecimento ainda incipiente a nível nacional, sobre as potenciais vantagens dos regimes de responsabilidades parentais com residência alternada *versus* única em contexto de pós-separação/divórcio (e.g., menor sobrecarga; Botterman, Sodermans & Matthijs, 2015).

Método

Inicialmente, os dados foram recolhidos em escolas básicas da região de Lisboa. Posteriormente, face às restrições impostas pela pandemia de COVID-19, procedeu-se à recolha *online*, por amostragem não aleatória em bola-de-neve, assegurando-se assim o acesso a uma amostra mais alargada. O estudo foi previamente aprovado pela Comissão de Ética do CIP/UAL e pelas direções das escolas envolvidas. Seguindo o RGPD, todos os inquiridos deram o seu consentimento para participar voluntariamente, após informação sobre os objetivos de pesquisa, e direitos de confidencialidade e anonimato dos dados. Incluíram-se no estudo 380 pais portugueses (59.7% mães), com 24 a 59 anos de idade ($M = 40.6$; $DP = 6.7$), a maioria com ensino secundário (43.2%) ou superior (42.1%). Os filhos tinham, em média, 8.6 anos ($DP = 3.1$), a maioria sem irmãos (35.5%) ou com apenas um irmão/ã (42.1%). Na sua maioria eram casados ou unidos de facto (53.9%), estando os restantes separados/divorciados com diferentes regimes de responsabilidades parentais/fixação da residência dos filhos (60.8% em residência única e os restantes em residência alternada).

O protocolo aplicado continha as medidas: sociodemográficas, ERQ (Vaz & Martins, 2009), Parental Authority Questionnaire for Parents (PAQ-P; Pires, Jesus & Hipólito, 2011) e Coparenting Questionnaire (CQ; Pedro & Ribeiro, 2015), respondendo relativamente ao filho mais velho. O PAQ-P permite avaliar a perceção dos participantes em relação aos estilos parentais adotados: permissivo ($\alpha = .73$), autoritário ($\alpha = .84$) e autoritativo ($\alpha = .86$). O CQ acede às perceções individuais sobre o outro progenitor no desempenho das suas funções parentais, com as seguintes dimensões: i) cooperação ($\alpha = .93$); ii) triangulação ($\alpha = .88$); iii) conflito ($\alpha = .81$).

Foi realizada uma análise fatorial confirmatória de modelos estruturais, com estimativa de máxima verossimilhança (ML) e recurso ao AMOS 28.0. O ajuste dos dados ao modelo bifatorial testado teve em consideração os seguintes índices de qualidade: teste de qui quadrado ($\chi^2/df < 5$); adequação GFI $> .9$; parcimónia comparativa PCFI $\geq .8$; discrepância RMSEA ≤ 0.06 ; raiz quadrada média dos resíduos padronizada (SRMR < 0.08 ; Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999). A confiabilidade/consistência interna da medida foi avaliada por meio do coeficiente Alpha de Cronbach $> .7$ (Marôco, 2014). A validade discriminante foi aferida pelas correlações entre as estratégias de regulação emocional reportadas e as práticas parentais e coparentais avaliadas. Considerou-se que a supressão emocional está tendencialmente associada a uma parentalidade desajustada (autoritária e/ou permissiva; **H1**) e a situações de maior conflito e/ou triangulação (**H2**; van Dijk, van der Walk, Deković & Branje, 2020; Zimmer-Gembeck et al., 2022).

Resultados e Discussão

Seguindo as tendências da população geral (Vaz & Martins, 2009), o grupo de pais casados/unidos de facto reportou valores médios mais elevados no item 5 (*Quando estou perante uma situação stressante, forço-me a pensar sobre essa mesma situação, de uma forma que me ajude a ficar calmo.*), enquanto o grupo de pais separados/divorciados apresentou valores médios mais elevados no item 3 (*Quando quero sentir menos emoções negativas [como tristeza ou raiva] mudo o que estou a pensar.*). Tal como na população geral, o item 4 registou valores médios de resposta mais baixos em ambos os grupos (*Quando estou a sentir emoções positivas, tenho cuidado para não as expressar.*). As respostas dos participantes abrangeram todos os itens da escala e não se registaram valores de assimetria ou curtose indicativos de violação extrema da normalidade (Tabela 1), o que no conjunto valida a sensibilidade da medida (Marôco, 2014).

Tabela 1.

Descritivas do ERQ aplicado a uma amostra de pais portugueses (N = 380)

Itens ^a	Casados/Unidos de facto (n = 205)						Separados/Divorciados (n = 175)					
	M	DP	Min	Max	Sk	Ku	M	DP	Min	Max	Sk	Ku
1	5.09	1.78	1	7	-0.81	-0.21	5.15	1.76	1	7	-1.00	0.26
2	3.70	1.87	1	7	0.15	-1.18	4.10	1.93	1	7	-0.15	-1.18
3	5.09	1.65	1	7	-0.78	-0.05	5.35	1.58	1	7	-1.09	0.67
4	2.55	1.64	1	7	0.75	-0.63	2.85	1.94	1	7	0.60	-1.05
5	5.30	1.48	1	7	-0.88	0.56	5.02	1.73	1	7	-0.81	-0.05
6	3.55	1.82	1	7	0.24	-0.92	3.65	1.88	1	7	-0.03	-1.08
7	4.91	1.60	1	7	-0.78	0.25	5.22	1.56	1	7	-0.95	0.48
8	4.72	1.41	1	7	-0.53	0.32	5.05	1.50	1	7	-0.75	0.26
9	4.17	1.73	1	7	-0.08	-0.82	4.14	1.81	1	7	-0.18	-0.96
10	5.03	1.44	1	7	-0.64	0.21	5.04	1.67	1	7	-0.72	-0.18

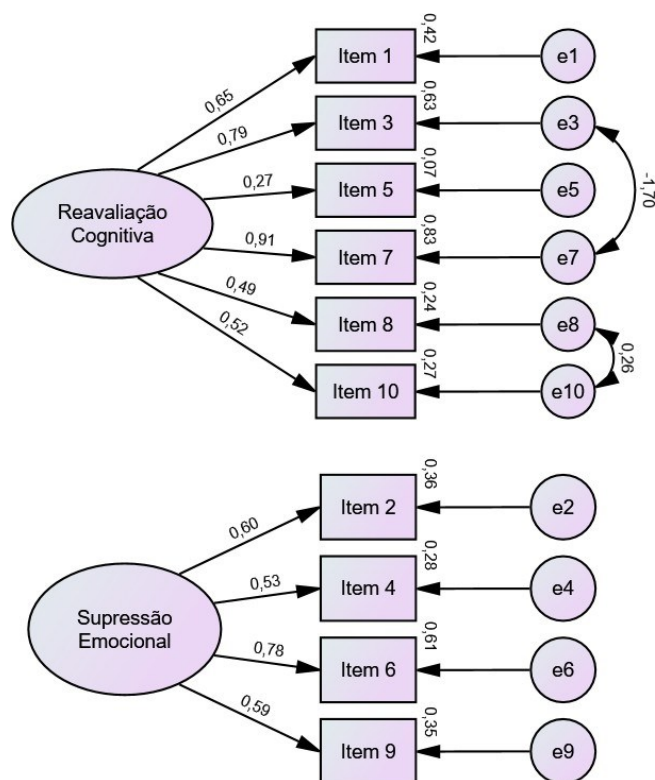
Nota. ^a respondidos numa escala de Likert de 7 pontos (1-Discordo totalmente; 7-Concordo totalmente)

Os resultados da análise fatorial confirmatória (Figura 1) e os indicadores de consistência interna de ambos os fatores (α reavaliação cognitiva = .76; α supressão emocional = .72) confirmam a bidimensionalidade do ERQ e a sua robustez psicométrica para avaliação de estratégias de regulação emocional distintas em pais portugueses com diferentes contextos familiares. Importa realçar a capacidade discriminante do ERQ, ao serem confirmadas correlações significativas entre a supressão emocional dos pais e os estilos parentais e de coparentalidade desajustados (**H1** e **H2**); nomeadamente maior permissividade ($.30 < r > .39$) e autoritarismo ($.15 < r > .53$), sobretudo se separados/divorciados com em residência alternada, e maior conflito¹ ($.19 < r > .23$) ou triangulação² ($.15 < r > .31$).

¹ $p < 0.05$ para pais separados/divorciados em residência única

² $p < 0.05$ para pais separados/divorciados em residência alternada

Figura 1. Bidimensionalidade do ERQ numa amostra de pais portugueses



Nota. Coeficientes estandardizados; $\chi^2_{(33)} = 110.91$, $p < .001$; GFI = .94; PCFI = .67; RMSEA = .080; Standardized RMR = .08

A validade e fidelidade encontradas atestam a robustez psicométrica a adequabilidade da utilização da medida em estudos futuros assim como na prática clínica. Ao permitir identificar as estratégias de regulação emocional utilizadas, facilita o desenvolvimento de ações promotoras de estratégias adaptativas, sobretudo em famílias em risco psicossocial ou expostas a stressores, tais como a separação/divórcio e/ou conflito inter-parental (Camisasca, et al., 2022; van Dijk et al., 2020; Zimmer-Gembeck et al., 2022). Apesar das contribuições descritas, não pode negligenciar-se o facto do ERQ ser um instrumento de autorrelato, sujeito, por isso, a maior risco de viés. A informação recolhida deve, se possível, complementar-se com a de outros métodos, que apreendam de forma abrangente a complexidade e heterogeneidade do funcionamento emocional, nomeadamente em condições familiares particularmente desafiantes (Bray, 1995). Realçamos a validade, confiabilidade e parcimónia do ERQ na avaliação das estratégias de regulação emocional adotadas pela população portuguesa, particularmente por pais em contextos familiares distintos, contribuindo-se, desta forma, para a identificação e melhor intervenção com grupos que no contexto nacional possam ser particularmente vulneráveis à adoção de estratégias pouco adaptativas ou desregulação emocional, com implicações noutras relações familiares como a relação entre pais e pais-filhos.

Referências

- Amato, P.R. (2014). The consequences of divorce for adults and children: An update. *Drustvena Istrazivanja*, 23, 5-24. doi:10.5559/DI.23.1.01
- Bray, J. H. (1995). Family assessment: Current issues in evaluating families. *Family Relations*, 44(4), 469-477. <http://www.jstor.org/stable/585001>
- Botterman, S., Sodermans, A. K., & Matthijs, K. (2015). The social life of divorced parents. Do custody arrangements make a difference in divorced parents' social

- participation and contacts? *Leisure Studies*, 34(4), 487-500. doi: 10.1080/02614367.2014.938768
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modelling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge.
- Camisasca, E., Miragoli, S., Di Blasio, P. & Feinberg, M. (2022). Pathways among negative co-parenting, parenting stress, authoritarian parenting style, and child adjustment: The emotional dysregulation driven model. *Journal of Child and Family Studies*, 31, 3085–3096. <https://doi.org/10.1007/s10826-022-02408-9>
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects, *Psychological Inquiry*, 26(1), 1-26. doi: 10.1080/1047840X.2014.940781
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348–362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações* (2^a ed.). Report Number.
- Pedro, M. F., & Ribeiro, M. T. (2015). Adaptação portuguesa do questionário de coparentalidade: análise fatorial confirmatória e estudos de validade e fiabilidade *Psicologia Reflexão e Crítica*, 28(1), 116-125. <https://doi.org/10.1590/1678-153.201528113>
- Pires, M. & Gamboa, L. (2022). *Parentalidade Partilhada*. Pactor-Lidel.
- Pires, M., Jesus, S. N., & Hipólito, H. (2011). *Questionário de Estilos Parentais para Pais (PAQ-P) – Estudos de validação*. In A. S., Ferreira, A. Verhaeghe, D. R., Silva, L. S. Almeida, R. Lima, S. & Fraga. Actas do VIII Congresso Iberoamericano de Avaliação; XV Conferência Internacional de Avaliação Psicológica (pp. 760-770). Sociedade Portuguesa de Psicologia
- Sears, M. S., Repetti, R. L., Reynolds, B. M., Robles, T. F., & Krull, J. L. (2016). Spillover in the home: The effects of family conflict on parents' behavior. *Journal of Marriage and Family*, 78(1), 127–141. <https://doi.org/10.1111/jomf.12265>
- Shaffer, A., & Obradović, J. (2017). Unique contributions of emotion regulation and executive functions in predicting the quality of parent–child interaction behaviors. *Journal of Family Psychology*, 31(2), 150–159. <https://doi.org/10.1037/fam0000269>
- Steinbach, A., & Augustijn, L. (2022). Children's well-being in sole and joint physical custody families. *Journal of Family Psychology*, 36(2), 301–311. <https://doi.org/10.1037/fam0000875>
- Sun, Y. (2001). Family environment and adolescents' well-being before and after parents' marital disruption: A longitudinal analysis. *Journal of Marriage and Family*, 63(3), 697–713. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1741-3737.2001.00697.x>
- van Dijk, R., van der Valk, I. E., Deković, M., & Branje, S. (2020). A meta-analysis on interparental conflict, parenting, and child adjustment in divorced families: Examining mediation using meta-analytic structural equation models. *Clinical Psychology Review*, 79, 101861. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101861>
- Vaz, F., & Martins, C. (2009). *Diferenciação e Regulação Emocional na Idade Adulta: Tradução e Validação de dois Instrumentos de Avaliação para a População Portuguesa* (dissertação não publicada). Instituto de Educação e Psicologia: Universidade do Minho <https://repositorium.sdum.uminho.pt/bitstream/1822/9898/1/tese.pdf>
- Zimmer-Gembeck, M. J., Rudolph, J., Kerin, J., & Bohadana-Brown, G. (2022). Parent emotional regulation: A meta-analytic review of its association with parenting and child adjustment. *International Journal of Behavioral Development*, 46(1), 63–82. <https://doi.org/10.1177/01650254211051086>

AVALIAÇÃO DA PERSONALIDADE E PSICOPATOLOGIA

ANÁLISE DA EQUIVALÊNCIA ENTRE AS VERSÕES NORTE-AMERICANA E PORTUGUESA DO MMPI-2-RF:

ESTUDO COM UMA AMOSTRA BILINGUE AO NÍVEL DAS ESCALAS E DOS ITENS

Maria João Afonso¹, Rosa Novo^{1,2}, Bárbara Gonzalez^{2,3}

¹ FPUL – Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa – Portugal

² CICPSI – Faculdade de Psicologia, Centro de Investigação em Ciência Psicológica da Universidade de Lisboa – Portugal

³ Universidade Lusófona, HEI-Lab: Laboratórios Digitais de Ambientes e Interações Humanas, Portugal

Resumo

Introdução

O estudo da equivalência linguística e cultural entre a versão original de um instrumento de avaliação psicológica e a versão adaptada para outro país constitui uma etapa incontornável, tendo em vista a utilização do instrumento no novo contexto linguístico e cultural. **Objetivo:** Este trabalho visa apresentar resultados de um estudo com uma amostra bilingue (português e inglês) efetuado com as versões norte-americana (Ben-Porath & Tellegen, 2011) e portuguesa (Novo et al., no prelo) do MMPI-2-RF.

Metodologia

Após retroversão dos itens da versão adaptada do MMPI-2-RF e a obtenção de uma versão portuguesa consensual aprovada pela Universidade de Minnesota, uma amostra bilingue ($N = 53$) respondeu a ambas as versões, original e adaptada, com um intervalo de uma a duas semanas, através de um procedimento cruzado de aplicação. Ao nível das Escalas – Validade, Ordem Superior, Reestruturadas, Problemas Específicos e de Psicopatologia da Personalidade (PSY-5) – foram analisadas as correlações e as diferenças entre resultados obtidos nas duas versões. Com recurso a três critérios baseados nas proporções de respostas, foram identificados os itens que acusaram mudança do sentido de resposta entre as duas versões.

Resultados

Ao nível das Escalas, os coeficientes de correlação foram sistematicamente elevados e muito significativos ($p < .001$), e na larga maioria das 49 escalas não se encontraram diferenças significativas entre os resultados das duas versões. Os índices de consistência interna, moderados a elevados, situaram-se em nível equivalente nas duas versões. Os itens apresentaram funcionamento psicométrico equivalente (e.g., índices de discriminação) e apenas 13 itens (em 338) foram identificados para revisão.

Discussão e Conclusões

Apesar de favoráveis, os resultados são ponderados à luz de limitações metodológicas e algumas implicações para estudos futuros são discutidas.

Palavras-chave: MMPI-2-RF; tradução e adaptação; estudo bilingue; equivalência linguística; equivalência cultural

Introdução

A linguagem é fundamental para comunicar pensamentos e sentimentos e para descrever comportamentos, pelo que é essencial na avaliação da personalidade, nomeadamente na autoavaliação por meio de inventários ou questionários. Assim, a tarefa de adaptar um instrumento já existente em outro idioma e validado para outra população é muito mais exigente do que transpor palavras ou frases para a língua-alvo. Além da equivalência de conteúdo verbal, está em jogo o contexto cultural que dá sentido ao próprio ato de medir um dado constructo, com um método específico, incluindo conteúdos específicos.

Neste sentido, a distinção entre tradução de testes e adaptação de testes, e a opção consensual por esta última (ITC, 2017; Krach et al., 2017), resulta do reconhecimento de que a retrotradução é uma prática limitada e inconclusiva. A confirmação da equivalência verbal dos itens supõe que a versão retrotraduzida deve ser muito semelhante à original, mas essa exigência contradiz o reconhecimento da necessidade de adaptação cultural, esforço que implica reformulação, mudança ou ajuste de conteúdo dos itens para superar diferenças culturais. Isso é particularmente verdadeiro quando a adaptação envolve a transposição de

um teste de uma língua anglo-saxônica, como o inglês, para uma língua latina, como o português, devido a diferenças sintáticas, dado o tipo de linguagem coloquial necessário para preservar o nível de leitura, sem interferir no valor psicológico e psicométrico de cada item, o que por vezes exige mudanças verbais significativas (Krach et al., 2017).

Este estudo propõe-se analisar a equivalência entre a adaptação para português e o original *Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2-Restructured Form* (MMPI-2-RF), utilizando uma amostra bilingue e bicultural. A análise da equivalência psicométrica das duas versões, alvo do presente estudo, mostra-se limitada ao uso do Modelo Clássico (Teoria do Resultado Verdadeiro), dado que a ausência de unidimensionalidade das medidas do Inventário – medidas empíricas de uma diversidade de características (pensamentos, sentimentos e comportamentos) que emergem em grupos clínicos específicos – limita o recurso a métodos e a modelos estatísticos mais atuais.

Metodologia

Participantes. O recrutamento de participantes para o estudo ocorreu através de contactos pessoais da equipa de investigação e baseou-se nos seguintes critérios de inclusão: a) nativos portugueses com elevada proficiência em inglês, educação em escolas internacionais de língua inglesa, ou com uma estadia de, pelo menos, três anos num país de língua inglesa; ou b) nativos de um país de língua inglesa, com boa proficiência em português e a viver em Portugal há pelo menos 10 anos. A amostra final foi constituída por 53 participantes com idades entre os 18 e os 75 anos ($M = 33.71$, $DP = 15.57$), maioritariamente do sexo feminino (68%) e portugueses (90%). Houve participantes excluídos do estudo, por falta de comparência à segunda sessão de investigação ou por apresentarem protocolos com omissão de resposta em 10 ou mais itens ou, ainda, por elevada inconsistência (escalas VRIN-r ou TRIN-r com valores $T \geq 80$).

Instrumento. Foram administradas duas versões do MMPI-2-RF: a original norte-americana (Ben-Porath & Tellegen, 2011) e a versão portuguesa adaptada (Novo et al., no prelo). O inventário integra 338 itens organizados em 51 escalas. No presente estudo, são analisados os resultados relativos a 24 escalas, que incluem 273 itens, sete escalas de validade e 17 escalas substantivas: três escalas de ordem superior; nove escalas clínicas reestruturadas; e cinco escalas de psicopatologia da personalidade. Cada item tem um formato de resposta dicotómico, “Verdadeiro” (“V”) ou “Falso” (“F”), e os materiais de administração, caderno de itens e folha de respostas da versão portuguesa são similares aos materiais da versão original.

Procedimento. Foi utilizado um desenho de investigação de amostra única bilingue (Sireci, 2005), com administração cruzada das duas versões do instrumento, a original e a adaptada para Portugal, em duas sessões de investigação realizadas com um intervalo de uma a duas semanas. As sessões foram presenciais, em pequenos grupos, seguiram instruções estandardizadas (Butcher et al., 2001) e tiveram lugar após a apresentação do estudo e a obtenção do consentimento informado escrito de cada participante.

A adaptação do inventário exigiu mudanças significativas na redação e/ou sintaxe de alguns itens e a retrotradução revelou essas diferenças. Fruto da análise realizada pela *University of Minnesota Press* (UMP) e da discussão com a equipa de investigação portuguesa, foram consensualizadas melhorias nos itens.

As análises de equivalência psicométrica foram realizadas por escala (estatísticas descritivas e consistência interna para as pontuações brutas de ambas as versões; correlações de *Pearson* entre as duas versões; teste *t* de diferença entre médias para amostras emparelhadas) e por item (comparação, entre as duas versões, das percentagens de respostas “V” (*dificuldade* dos itens), e correlações item-total corrigidas (discriminação dos itens). Foram utilizados três critérios para a análise da equivalência ao nível dos itens: 1) a diferença entre as percentagens de respostas “V” das duas versões na amostra total, para cada item, sendo uma diferença $\geq 25\%$, em qualquer direção, um sinal de equivalência limitada (Butcher, 1996); 2) a comparação das respostas dadas a cada item nas duas versões por cada participante e análise das percentagens de mudança do sentido de resposta; 3) a comparação entre amostras emparelhadas, com recurso ao teste McNemar, para a identificação de itens em que a distribuição da proporção de respostas “V”/“F” foi significativamente diferente entre as duas versões.

Resultados

Os coeficientes de correlação foram muito elevados em todos os conjuntos de escalas (ver Tabela 1). As comparações emparelhadas entre as duas versões mostraram que em 83% das escalas em análise, a pontuação média foi a mesma nas duas versões, algo que se verificou em todas as escalas substantivas. Os valores de consistência interna foram elevados e próximos em ambas as versões, mostrando uma similaridade no funcionamento psicométrico dos itens nas escalas de ambas as versões, pelo que não sinalizam falhas de tradução. O conjunto dos resultados sugere uma elevada coerência, ao nível de cada escala, entre os resultados obtidos pelas mesmas pessoas nas duas versões do inventário. Estes resultados também revelam uma boa estabilidade temporal das pontuações das escalas do MMPI-2-RF para a avaliação da personalidade e da psicopatologia, mesmo quando a língua do inventário difere entre o teste e o reteste.

Tabela 1.

Análise ao Nível das Escalas de Validade, Ordem Superior, Clínicas Reestruturadas e de Psicopatologia da Personalidade (Psy-5): Estatística Descritiva dos Resultados Brutos obtidos com as Versões Portuguesa e Norte Americana, Diferenças entre versões (*t* para Amostras Emparelhadas) e Coeficientes de Correlação de Pearson (*r*). (N = 53)

ESCALAS	Versão Portuguesa		Versão Norte Americana		<i>t</i>	Corr. <i>r</i>	ESCALAS	Versão Portuguesa		Versão Norte Americana		<i>t</i>	Corr. <i>r</i>
	<i>M</i> (<i>SD</i>)	α	<i>M</i> (<i>SD</i>)	α				<i>M</i> (<i>SD</i>)	α	(<i>gl</i> = 52)			
F-r	3.60 (3.68)	.82	2.64 (2.98)	.77	3.61***	.85***	EID	14.89 (8.81)	.92	14.02 (9.01)	.92	1.71	.91***
Fp-r	2.38 (2.00)	.63	1.96 (1.93)	.64	2.37*	.79***	THD	2.19 (2.44)	.73	2.13 (2.66)	.78	0.23	.76***
Fs	1.28 (1.77)	.67	1.25 (1.63)	.61	0.21	.72***	BXD	4.94 (3.21)	.74	5.11 (3.37)	.76	-0.74	.87***
FBS-r	8.77 (3.71)	.67	8.08 (3.30)	.57	2.56*	.85***	RCd	7.57 (5.88)	.91	6.92 (6.13)	.92	1.65	.89***
RBS	6.85 (3.40)	.69	6.09 (3.00)	.61	2.82**	.82***	RC1	4.79 (4.03)	.82	4.13 (3.45)	.76	1.91	.78***
L-r	4.06 (1.96)	.45	3.68 (2.14)	.57	1.68	.69***	RC2	6.08 (3.32)	.74	5.40 (2.81)	.64	2.50*	.80***
K-r	6.34 (3.17)	.72	6.55 (3.16)	.72	-0.73	.79***	RC3	7.49 (3.74)	.83	7.23 (4.14)	.86	1.06	.90***
AGGR-r	9.19 (3.04)	.68	8.89 (3.14)	.73	1.44	.89***	RC4	3.51 (2.58)	.66	3.79 (3.21)	.78	-1.01	.77***
PSYC-r	2.17 (2.61)	.77	2.34 (2.59)	.74	-0.76	.81***	RC6	1.58 (2.27)	.84	1.40 (2.33)	.86	1.14	.86***
DISC-r	4.87 (3.44)	.77	5.00 (3.49)	.77	-0.69	.92***	RC7	7.72 (5.13)	.87	7.26 (5.00)	.86	1.21	.86***
NEGE-r	8.15 (4.12)	.80	7.58 (4.02)	.79	1.64	.81***	RC8	2.15 (2.26)	.70	1.96 (2.35)	.76	.86	.76***
INTR-r	7.74 (3.83)	.77	7.79 (4.21)	.81	-.20	.87***	RC9	11.55 (4.32)	.73	10.64 (4.93)	.80	2.67	.87***

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Ao nível dos itens, os coeficientes de *dificuldade* e os de discriminação apresentaram resultados similares nas duas versões do inventário, mesmo os coeficientes de discriminação baixos ($r < .30$), o que ocorre por serem itens em que é rara a resposta “V” na população geral (e.g., relativos a sintomas psicóticos extremos) (ver Tabela 2). Na comparação das percentagens de respostas “V” aos mesmos itens (critério 1 - ver procedimento), em 15 das 24 escalas nenhum item alcançou uma diferença significativa ($\geq 25\%$). As restantes nove escalas continham apenas um ou dois itens com diferenças nas percentagens de respostas “V” iguais ou superiores a 25%, embora alguns deles afetassem diferentes escalas. Na contagem final, apenas 8 itens dos 273 pertencentes às escalas em análise (menos de 3%) apresentaram resultado não-equivalente, de acordo com este primeiro critério. Mesmo considerando o conjunto de todo o inventário, apenas estes 8 itens apresentaram este padrão de resultados (8 em 338, cerca de 2%).

De acordo com o critério 2 (ver procedimento), num número superior de itens (28, incluindo os 8 anteriormente detetados), mais de 25% dos participantes alteraram a sua resposta entre as versões, de “V” para “F” ou vice-versa,. Finalmente, com o critério 3 (ver procedimento) foram identificados 22 itens que apresentaram diferenças significativas nas proporções de respostas “V”/“F” entre versões ($p < .05$), sendo que 3 deles também se isolaram pelo segundo critério, e 8 por ambos os critérios anteriores. Os 11 itens selecionados por, pelo menos, dois dos três critérios adotados na análise de equivalência representam

menos de 6,5% dos itens das escalas sob análise (cerca de 3% dos itens do conjunto do inventário) e foram objeto primordial de revisão.

Discussão e Conclusões

Este estudo foi parte de um projeto mais vasto de adaptação e standardização do MMPI-2-RF para Portugal. Este instrumento é um “inventário empírico” de grande relevância clínica, em que a unidimensionalidade de cada escala não é garantida. Tal constitui um constrangimento para o uso de certos tipos de investigação psicométrica (e.g., não satisfazem os requisitos básicos das análises baseadas nos modelos de traço latente, ou TRI ; Butcher & Han, 1996), pelo que o modelo de medida clássico foi a melhor opção disponível para o estudo da equivalência entre as versões em análise.

Tabela 2.

Sumário por Escala da Análise ao Nível de Itens: Dificuldade dos Itens (Percentagens de resposta “Verdadeiro”), Coeficientes de Discriminação (Correlações Item-Total Corrigidas) e Diferenças entre as Versões Portuguesa e Norte Americana (N = 53)

ESCALAS (Itens)	Versão Portuguesa				Versão Norte Americana				Comparação das duas Versões					MMPI-2-RF Itens ³	
	% “Verdadeiro”		Coeficiente de Discriminação		% “Verdadeiro”		Coeficiente de Discriminação		% “Verdadeiro” ¹ : Diferenças		Mudança de Resposta ² (% de Respostas Diferentes)		McNemar Test		
	Amplit. (Itens)	Mdn	Amplit. (Itens)	Mdn	Amplit. (Itens)	Mdn	Amplit. (Itens)	Mdn	Amplit. (Itens)	Dif.> 25%: Nº itens	Amplit. (Itens)	Mdn	Dif.> 25%: Nº itens		p < .05 :
F-r (32)	0 - 94	8.0	.04 - .72	.33	0 - 96	7.0	.04 - .69	.34	-29 - 11	1	0 - 32	3.8	1	1	174
Fp-r (21)	0 - 98	8.2	-.13 - .55	.28	0 - 98	6.0	.00 - .60	.27	-17 - 34	1	0 - 34	1.9	2	2	79
Fs (16)	0 - 92	8.5	-.01 - .52	.31	0 - 92	8.0	-.15 - .62	.38	-7 - 7	0	0 - 17	5.7	0	0	--
FBS-r (30)	0 - 87	26.0	-.18 - .61	.33	0 - 87	25.5	.02 - .63	.35	-19 - 34	1	0 - 34	14.2	2	5	79
RBS (28)	0 - 87	19.0	.02 - .52	.29	0 - 87	19.0	.01 - .50	.30	-14 - 34	1	0 - 34	10.4	2	1	79
L-r (14)	6 - 94	69.0	-.22 - .37	.18	8 - 96	75.0	.03 - .55	.19	-15 - 14	0	6 - 24	13.2	0	2	--
K-r (14)	34 - 85	48.0	.09 - .67	.42	32 - 77	53.0	.17 - .60	.36	-7 - 15	0	11 - 37	20.8	3	1	--
EID (41)	6 - 100	45.0	.15 - .73	.46	6 - 94	45.0	.04 - .75	.48	-32 - 17	1	0 - 36	15.1	4	2	25, 140, 167
THD (26)	0 - 87	5.0	.04 - .58	.38	0 - 91	6.0	.06 - .66	.38	-12 - 6	0	0 - 24	2.9	0	0	--
BXD (23)	0 - 92	21.0	-.01 - .47	.27	0 - 91	19.0	.16 - .53	.32	-14 - 17	0	0 - 21	7.5	0	2	--
RCd (24)	13 - 92	29.0	.03 - .73	.50	8 - 75	28.0	.23 - .75	.50	-13 - 41	1	6 - 47	17.0	1	1	130
RC1 (27)	2 - 94	62.0	.02 - .61	.35	2 - 96	70.0	-.00 - .62	.31	-29 - 12	1	0 - 34	9.4	4	3	174
RC2 (17)	26 - 100	64.0	.19 - .51	.35	28 - 94	75.0	.04 - .50	.28	-32 - 14	1	0 - 36	15.1	3	4	25, 140, 196
RC3 (15)	23 - 85	46.0	.04 - .57	.41	28 - 83	47.0	.21 - .76	.42	-13 - 15	0	2 - 36	17.0	2	1	--
RC4 (22)	0 - 92	19.0	-.01 - .47	.21	0 - 91	18.0	.16 - .52	.32	-19 - 17	0	0 - 37	4.9	2	2	--
RC6 (17)	0 - 87	6.0	.30 - .67	.49	0 - 91	6.0	.27 - .70	.52	-4 - 15	0	0 - 26	1.9	1	0	--
RC7 (24)	4 - 85	32.0	.14 - .68	.41	2 - 79	31.0	.05 - .72	.38	-7 - 12	0	2 - 27	13.2	2	1	--
RC8 (18)	0 - 75	14.0	.04 - .57	.32	0 - 87	12.5	.06 - .61	.36	-12 - 9	0	0 - 19	8.5	0	0	--
RC9 (28)	0 - 83	42.5	.09 - .44	.28	2 - 77	39.0	.17 - .59	.31	-10 - 32	2	2 - 40	15.1	4	3	143, 181
AGGR-r (18)	0 - 87	45.5	.18 - .51	.31	2 - 92	47.5	.18 - .56	.32	-9 - 14	0	2 - 27	13.2	1	1	--
PSYC-r (26)	0 - 75	4.0	.04 - .58	.39	0 - 87	6.0	.06 - .66	.34	-12 - 6	0	0 - 24	3.8	0	0	--
DISC-r (20)	4 - 92	25.5	-.01 - .47	.33	4 - 91	23.0	.16 - .53	.36	-14 - 17	0	0 - 21	6.6	0	2	--
NEGE-r (20)	4 - 85	46.0	.14 - .60	.34	2 - 79	40.5	.05 - .63	.35	-6 - 17	0	2 - 28	18.9	4	2	167
INTR-r (20)	23 - 100	66.0	.15 - .60	.34	17 - 92	64.0	.04 - .59	.36	-19 - 30	1	6 - 38	15.1	4	2	140, 153, 181, 196

Nota. ¹ Diferenças entre a percentagem global de participantes que respondem “V” em cada item, sem considerar a mudança por participante (Butcher, 1996). Diferenças negativas referem-se a itens com percentagem inferior de resposta “V” na versão Portuguesa.

² Percentagem de participantes que mudaram de resposta entre as duas versões (de “V” para “F” e de “F” para “V”).

³ Lista dos itens identificados por, pelo menos, dois dos três critérios (Mudança de resposta $\geq 25\%$ e Teste de McNemar $p < .05$). A negro forte, estão assinalados os oito itens identificados pelos três critérios.

Ao nível das escalas, a comparação de médias entre as duas versões permitiu verificar que a grande maioria das escalas não apresentou diferenças significativas, tal significando que os resultados das escalas tenderam a ser idênticos em ambas. Por seu lado, as

correlações entre as pontuações das escalas foram elevadas ou mesmo muito elevadas, apoiando, assim, a equivalência dos testes original e adaptado ao nível das medidas finais.

Estes resultados são também indicativos da boa estabilidade temporal das pontuações, mesmo quando a língua do teste é diferente, e a comparação com os resultados do estudo de teste-reteste, obtidos noutra amostra (Novo et al., no prelo), mostram que os últimos tenderam a ser um pouco mais elevados, como poderia ser esperado, mas mantendo as posições relativas das escalas.

Os coeficientes de consistência interna em geral foram também elevados para ambas as versões, sobretudo nas escalas substantivas, e localizados no mesmo nível aproximado em ambas as versões. Os indicadores provenientes da análise ao nível dos itens, por seu turno, confirmaram elevada estabilidade das respostas entre as duas versões, com um número diminuto de itens (11 em 273) identificados para revisão, a partir de três critérios de análise da alteração da resposta entre as duas versões. Além disso, os índices de *dificuldade* e *discriminação* confirmaram um nível similar de funcionamento dos itens nas duas versões.

Este estudo bilingue, embora utilizando o desenho simples de grupo único e aplicando técnicas estatísticas clássicas, foi útil para uma abordagem à equivalência entre a versão original norte-americana e a versão portuguesa do MMPI-2-RF. A conclusão geral foi favorável à equivalência linguística, psicológica e psicométrica, e os poucos itens identificados para revisão foram reconsiderados e melhorados. Ainda assim, devem ser tidas em consideração as limitações dos estudos bilingues com uma amostra única, assim como a assunção relativa às amostras bilingues de fluência adequada e similar em ambas as línguas, e de imersão idêntica em ambas as culturas. Estudos futuros deverão avaliar objetivamente a proficiência dos participantes em ambas as línguas e recolher mais informação sobre a experiência de cada um em cada contexto cultural. Outra fragilidade deste estudo foi a dimensão da amostra e as suas assimetrias sociodemográficas, decorrentes da dificuldade de recrutamento de participantes bilingues. Mas o maior obstáculo que os estudos de adaptação do MMPI enfrentam talvez seja a inadequação dos procedimentos estatísticos atualmente dominantes (e.g., DIF, TRI, AFC) para a investigação de viés transcultural, dada a reconhecida multidimensionalidade das medidas do inventário.

REFERÊNCIAS

- Ben-Porath, Y. S., & Tellegen, A. (2008/2011). *MMPI-2-RF (Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2 Restructured Form): Manual for administration, scoring, and interpretation*. University of Minnesota Press.
- Butcher, J. N. (Ed.) (1996). *International Adaptations of the MMPI-2. Research and Clinical Applications*. University of Minnesota Press.
- Butcher, J. N., Dahlstrom, W. G., Graham, J. R., Tellegen, A., & Kaemmer, B. (2001). *Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2 (MMPI-2)*. APA PsycTests.
- Butcher, J. N., & Han, K. (1996). Methods of Establishing Cross-Cultural Equivalence. In J. N. Butcher (Ed.), *International Adaptations of the MMPI-2. Research and Clinical Applications* (pp. 44-63). University of Minnesota Press.
- International Test Commission (ITC) (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (Second edition). [www.InTestCom.org]
- Krach, S. K., McCreery, M. P., & Guerard, J. (2017). Cultural-linguistic Test Adaptations: Guidelines for Selection, Alteration, Use, and Review. *School Psychology International*, 38(1), 3-21. DOI: 10.1177/0143034316684672
- Novo, R. F., Afonso, M. J., & Gonzalez., B. (no prelo). *MMPI-2-RF – Inventário Multifásico de Personalidade de Minnesota-2 Forma Reestruturada* (adaptation of the MMPI-2-RF – Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2 – Restructured Form by Ben-Porath, Y. S., Tellegen, A.). Hogrefe Publishing – Portugal.
- Sireci, S. G. (2005). Using Bilinguals to Evaluate the Comparability of Different Language Versions of a Test. In R.K. Hambleton, P. Merenda, & C. Spielberger (Eds.). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 117-138). Lawrence S. Erlbaum Publishers.

O MMPI-2 na Avaliação da Personalidade de pais envolvidos em processos judiciais no âmbito da parentalidade

Viviana Alves¹; Isabel Alberto¹; Rosa Novo²

¹ Universidade de Coimbra, Faculdade de Psicologia e Ciências de Educação

² FPUL – Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa; CICPSI – Centro de Investigação em Ciência Psicológica da Universidade de Lisboa – Portugal

Resumo

Introdução

Traços de personalidade e estabilidade mental de pais/mães afetam competências e práticas parentais e influenciam o desenvolvimento e bem-estar dos filhos. Em Processos de Regulação do Exercício das Responsabilidades Parentais (PRERP) e Processos de Promoção e Proteção de crianças e jovens em perigo (PPP) pode ser requerida avaliação das competências parentais pelo Tribunal, para auxiliar na tomada de decisão. O MMPI-2 é o instrumento mais referido na literatura internacional e o mais utilizado no contexto forense na área da parentalidade. Contudo, nenhuma investigação foi realizada nesta área na população portuguesa, com recurso a este instrumento. O presente estudo tem, assim, como objetivo, identificar os perfis das escalas clínicas e de validade do MMPI-2 de pais e mães avaliados em contexto forense, em função do tipo de processo (PRERP vs PPP).

Metodologia

A amostra foi composta por 89 pais envolvidos em PRERP (mulheres: $n = 13$; homens: $n = 15$) e PPP (mulheres: $n = 36$; homens: $n = 25$). Os dados foram recolhidos em contexto de avaliação psicológica no âmbito de processos judiciais.

Resultados

Os resultados obtidos indicam que as mulheres em PPP tendem a relatar mais sofrimento emocional e/ou a exagerar a sua sintomatologia, enquanto as mulheres em PRERP tendem a mostrar uma motivação mais forte para se apresentarem de forma positiva, negando os seus problemas psicológicos.

Em geral, as mulheres tendem a apresentar-se de forma excessivamente positiva quando comparadas com os homens, no entanto as suas pontuações continuam a refletir maior preocupação com a saúde, insatisfação com regras e normas, alterações ideativas e emocionais sem que, contudo, tais dificuldades atinjam um nível de significância clínica.

Discussão/Conclusões

Os resultados realçam elevações na escala de validade L (insinceridade) nos participantes dos tipos de processos e em ambos os sexos, bem como características que sugerem maiores dificuldades psicológicas, tendendo a exacerbar o sofrimento (Fp) das mulheres em PPP, quando comparadas com mulheres-PRERP. As mulheres nos dois tipos de processos manifestam maior preocupação com a saúde (Hs), insatisfação com regras e normas (Pd), alterações ideativas e emocionais (Pa; Sc), sem que, contudo, os resultados não atinjam significado clínico. Este estudo tem como principal limitação a dimensão reduzida da amostra, havendo necessidade de mais estudos com amostras de maior dimensão.

Palavras chave: Personalidade, MMPI-2, escalas de validade, escalas clínicas, avaliação de competências parentais

Introdução

Os Processos de Regulação do Exercício das Responsabilidades Parentais (PRERP) ocorrem numa pequena percentagem de divórcios/separações após disputa parental, enquanto os Processos de Promoção e Proteção de crianças e jovens em perigo (PPP) ocorrem em contextos em que se verifica violência familiar, parentalidade disfuncional, ou suspeitas de abuso e/ou negligência da criança/jovem (Condie, 2003; Johnston, 1994).

A personalidade e a psicopatologia são domínios consensualmente indicados na literatura como críticos na avaliação em contexto forense no âmbito da parentalidade, proporcionando elementos relevantes no processo de tomada de decisão judicial (Otto et al., 2000). Características estruturais e dinâmicas da personalidade dos pais/mães têm influência nas competências parentais que, por sua vez, se refletem nas práticas parentais e nas dinâmicas relacionais, e conseqüentemente, no bem-estar e desenvolvimento dos/as filhos/as (Atherton & Schofield, 2021; Butcher et al., 2015; Silva & Vieira, 2018). Avaliar o funcionamento, de pais/mães, ao nível emocional, do pensamento ou do comportamento permite considerar eventuais fatores de risco para os filhos (Butcher et al., 2015), mas também as qualidades pessoais e o ajustamento psicológico dos cuidadores (Weiner & Greene, 2017).

Na avaliação da personalidade, neste contexto, o MMPI-2 continua a ser o instrumento mais utilizado na investigação e na prática psicológica ao longo das últimas décadas (Ackerman et al., 2021; Butcher et al., 2015; King, 2012; Otto et al., 2000; Pope et al., 2006). Este Inventário revela-se útil nas avaliações em contexto clínico e forense, designadamente no âmbito das capacidades e responsabilidades parentais, permitindo rastrear psicopatologia, distinguir cenários de patologia de surtos e avaliar níveis de risco (Friedman et al., 2015). Para tal, contribuem as escalas substantivas que caracterizam múltiplas dimensões clínicas específicas que complementam e, por vezes, corroboram informação recolhida em entrevista clínica forense, mas também diversas escalas de validade de resposta, i.e., medidas que identificam o nível de consistência e de credibilidade das respostas dadas pelos avaliados (Butcher et al., 2001).

Apesar da grande utilidade e amplo uso do MMPI-2, nenhuma investigação foi realizada no contexto forense na área da parentalidade com população portuguesa. Neste sentido, o presente estudo teve por objetivos: a) caracterizar os perfis, clínico e de validade, de pais/cuidadores envolvidos em Processos, de Regulação do Exercício das Responsabilidades Parentais e em Processos de Promoção e Proteção; e b) analisar as diferenças em função do tipo de processo e do sexo dos cuidadores.

Metodologia

Participantes

A amostra foi constituída por 89 pais/mães envolvidos em Processos de Regulação do Exercício das Responsabilidades Parentais (RERP) ($n_{\text{Mulheres}} = 13$; $n_{\text{Homens}} = 15$) e Processos de Promoção e Proteção (PPP) ($n_{\text{Mulheres}} = 36$; $n_{\text{Homens}} = 25$). A idade situa-se, para ambos os sexos, entre os 21 aos 67 anos ($M_{\text{Mulheres}} = 41,54$; $DP = 9,83$; $M_{\text{Homens}} = 41,05$; $DP = 9,92$). O nível da escolaridade varia, em ambos os sexos, entre o 2º ciclo ($n_{\text{Mulheres}} = 4$, 28,6%; $n_{\text{Homens}} = 2,5\%$) e o ensino superior ($n_{\text{Mulheres}} = 19$; 38,8%; $n_{\text{Homens}} = 15$; 37,5%). Os participantes foram avaliados em contexto real, i.e., no âmbito de avaliação psicológica realizada a pedido dos tribunais.

Instrumentos

Foi utilizada a versão portuguesa do Minnesota Multiphasic Personality Inventory – 2 (MMPI-2) (Butcher et al., 2001; Silva et al., 2006). Este inventário é composto por 567 itens, de resposta dicotómica, e permite obter uma ampla diversidade de medidas, das quais considerámos: oito escalas de validade (VRIN – Inconsistência de Resposta Variável; TRIN – Inconsistência de Resposta Verdadeira; F, Fp e F_B – Infrequência de resposta; L – Insinceridade; K – Ajustamento Psicológico; S – Apresentação de si superlativa); nove escalas clínicas (Hs – Hipocondria; D – Depressão; Hy – Histeria; Pd – Desvio psicopático; M/f – Masculinidade/Feminilidade; Pa – Paranóia; Pt – Psicastenia; Sc – Esquizofrenia; Ma – Hipomania; Si – Introversão social). Os resultados destas escalas são expressos em notas T ($M = 50$; $DP = 10$) e, globalmente, são considerados clinicamente significativos $T \geq 65$ – pois assinalam a presença de características emocionais, ideativas ou comportamentais que indiciam patologia – e $T \leq 40$ – porque são excessivamente baixos e, portanto, raros mesmo na população normal (Butcher et al., 2001; Graham, 2012).

Foi também utilizada uma ficha de dados complementares destinada à caracterização do processo e à obtenção de dados sociodemográficos (e.g., sexo, idade, escolaridade).

Procedimento

O estudo foi conduzido de acordo com as normas deontológicas e os princípios internacionais da ética em investigação.

As sessões de recolha de dados foram individuais e iniciadas com a administração estandardizada do MMPI-2 (Butcher et al., 2001), seguindo-se a recolha de dados complementares. Os protocolos do MMPI-2 foram submetidos a um processo de cotação com recurso a *software* específico. Foram excluídos todos os protocolos com omissões de resposta superiores a 10 (escala 'Não sei') ou com valores de inconsistência significativos (i.e., $T \geq 80$ nas escalas TRIN e VRIN). A nível interpretativo, foram seguidas as orientações de Butcher e colaboradores (2001), Graham (2012) e Weiner e Greene (2017).

A análise de dados, com recurso ao programa IBM SPSS Statistics for Windows, (V. 27.0), incluiu estatísticas descritivas, o teste não-paramétrico de Mann-Whitney para comparação de valores de tendência central em função do sexo e do tipo de processo, bem como o teste paramétrico *t* de *Student* para amostras emparelhadas, uma vez que a dimensão das amostras em comparação se adequa. (Maroco, 2007).

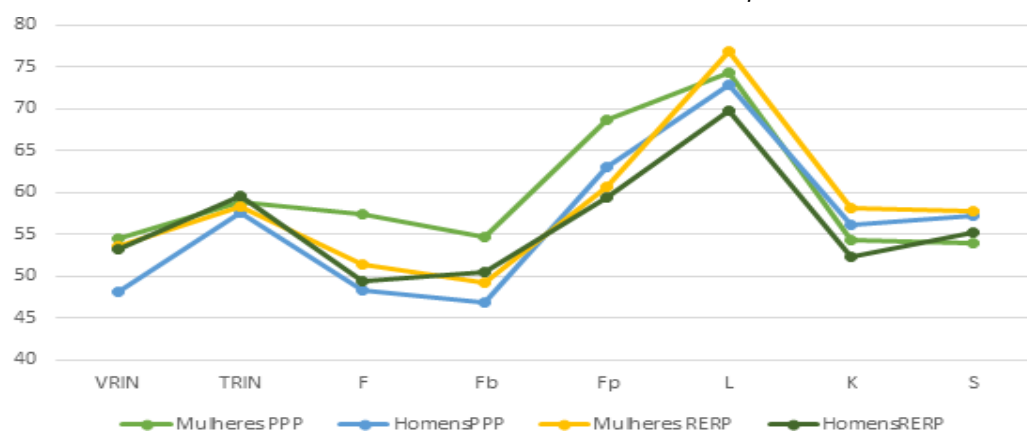
Resultados

Os resultados nas escalas de validade evidenciaram elevações clinicamente significativas ($T \geq 65$) na escala de Insinceridade (L) em toda a amostra, i.e., em homens e mulheres, e em ambos os dois tipos de processos. Verificou-se também elevação na escala Infrequência Psicopatológica (Fp), com as mulheres em PPP ($Mdn = 27.56$) a registarem pontuações mais elevadas que as mulheres em RERP ($Mdn = 17.92$) ($U = 142.000$; $W = 233.000$; $p = 0.033$; $d = 0.624$).

Na comparação entre homens e mulheres da amostra total, o teste *t* de *Student* para amostras emparelhadas dá a conhecer diferenças significativas, com as mulheres a apresentarem valores mais elevados nas escalas de validade Insinceridade (L) ($M_{Homens} = 71.8$; $M_{Mulheres} = 75.04$) ($t(31) = 2.122$, $p = .042$, $d = .507$, $r = .427$) e Infrequência (F) ($M_{Homens} = 48.78$; $M_{Mulheres} = 55.8$) ($t(31) = 2.136$, $p = 0.041$, $d = 0.511$, $r = .114$). As restantes escalas de validade registaram valores abaixo do ponto de corte clínico, embora eles revelem tendência à superioridade das mulheres face aos homens (Figura 1).

Figura 1.

Perfis das médias dos valores T das Escalas de Validade do MMPI-2 por subamostras



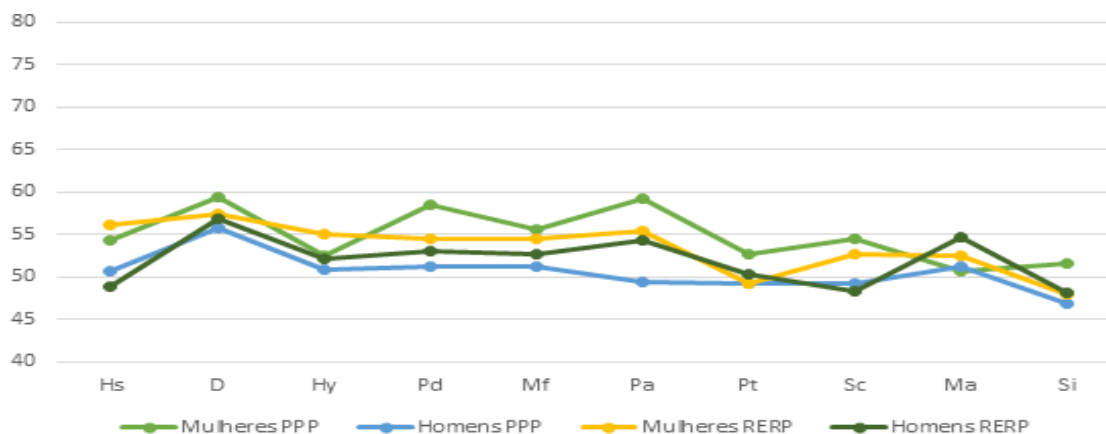
Nota. VRIN = Inconsistência de Resposta Variável; TRIN = Inconsistência de Resposta Verdadeira; F= Infrequência final, Fp = Infrequência Psicopatológica, L = Insinceridade, K = Correção, S = Apresentação de si superlativa. Mulheres PPP $n = 13$; RERP $n = 36$; Homens PPP $n = 25$; RERP $n = 15$.

Os resultados das escalas clínicas, nas diferentes subamostras por sexo e tipo de processo, apresentaram valores médios abaixo do ponto de corte clínico (Figura 2). Considerando a amostra global e a comparação entre homens e mulheres (*t* de *Student* para amostras emparelhadas) verificaram-se diferenças significativas, com as mulheres a pontuarem mais que os homens nas escalas clínicas de: Hipocondria (Hs) ($M_{Homens} = 49.95$; $M_{Mulheres} = 54.95$) ($t(31) = 2.688$, $p = 0.011$, $d = 0.679$, $r = -.030$); Desvio psicopático (Pd) (M_{Homens}

= 51.9; $M_{\text{Mulheres}} = 57.39$) ($t(31) = 2.138$, $p = 0.041$, $d = 0.532$, $r = .187$); Masculinidade/feminilidade (Mf) ($M_{\text{Homens}} = 51,75$; $M_{\text{Mulheres}} = 55.75$) ($t(31) = 2.183$, $p = 0.037$, $d = 0.544$, $r = .156$); Paranoia (Pa) ($M_{\text{Homens}} = 51.23$; $M_{\text{Mulheres}} = 58.24$) ($t(31) = 2.881$, $p = 0.007$, $d = 0.729$, $r = -.045$); e Esquizofrenia (Sc) ($M_{\text{Homens}} = 48,88$; $M_{\text{Mulheres}} = 54.1$) ($t(31) = 3.128$, $p = 0.004$, $d = 0.793$, $r = .059$).

Figura 2.

Perfis das médias dos valores T das Escalas Clínicas do MMPI-2 por subamostras



Nota. Hs = Hipocondria, D = Depressão, Hy = Histeria, Pd = Desvio psicopático, M/f = Masculinidade/Feminilidade, Pa = Paranoia, Pt = Psicastenia, Sc = Esquizofrenia, Ma = Hipomania, Si = Introversão social. Mulheres PPP $n = 13$; RERP $n = 36$; Homens PPP $n = 25$; RERP $n = 15$.

Discussão e Conclusão

Os resultados obtidos neste estudo permitem concluir que, independentemente do tipo de processo judicial em referência, homens e mulheres apresentam níveis de insinceridade elevados o que indica que as pessoas avaliadas procuram dar uma imagem de si mesmos excessivamente positiva e socialmente adequada. Este dado vai ao encontro dos dados de outros estudos realizados no mesmo contexto em diferentes países (cf. Arce et al., 2014; Bathurst et al., 1997; Key, 2018; Key et al., 2020; Stredny et al., 2006). Quando se considera o tipo de processo judicial, verificam-se diferenças no sexo feminino, mas não no masculino: as mulheres em Processos de Promoção e Proteção, quando comparadas com as mulheres envolvidas em Processos de Regulação das Responsabilidades Parentais, relatam maiores dificuldades e problemas psicológicos, tendendo a exacerbar o seu sofrimento (Gready, 2006, cit. por Ellis, 2012). Além de registarem tendência para responder no sentido da desejabilidade social, as mulheres que vivem em contextos familiares de conflitualidade, violência ou de abuso expressam, em várias escalas clínicas, mais características sugestivas de sofrimento e de vulnerabilidade, o que vai ao encontro dos resultados obtidos por Gambetti et al. (2019). Relativamente aos participantes do sexo masculino, registam também elevação relevante em Insinceridade (L), mas pontuam menos que as mulheres nas escalas de validade e clínicas. Tal pode resultar de uma menor perceção e/ou vivência de sofrimento e vulnerabilidade (Gambetti et al., 2019; Gready, 2006, cit. por Ellis, 2012), mas eventualmente, pode advir de uma maior atribuição da responsabilidade às mulheres no que diz respeito à gestão do exercício da parentalidade. No entanto, esta hipótese tem que ser investigada.

O presente estudo contribui para o reforço da pesquisa desenvolvida com o MMPI-2 em Portugal, sendo o primeiro estudo realizado com uma amostra forense no âmbito de processos judiciais da área da parentalidade.

Tendo em conta as limitações do presente estudo, particularmente as dimensões reduzidas das subamostras e da amostra total, sugere-se que pesquisas futuras envolvam amostras maiores e se foquem na determinação dos moderadores das diferenças nos perfis,

visto que não foi possível estabelecer se as diferenças nos perfis dos pais avaliados são resultado de uma verdadeira psicopatologia ou de stress situacional.

Referências

- Ackerman, M. J., Bow, J. N., & Mathy, N. (2021). Child custody evaluation practices: Where we were, where we are, and where we are going. *Professional Psychology: Research and Practice*, 52(4), 406-417. <https://doi.org/10.1037/pro0000380>
- Arce, R., Fariña, F., Seijo, D., & Novo, M. (2014). Assessing impression management with the MMPI-2 in child custody litigation. *Assessment*, 22(6), 769-777. <https://doi.org/10.1177/1073191114558111>
- Atherton, O. E., & Schofield, T. J. (2021). Personality and parenting. In O. P. John & R. W. Robins (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 352-366). The Guilford Press
- Bathurst, K., Gottfried, A. W., & Gottfried, A. E. (1997). Normative data for the MMPI-2 in child custody litigation. *Psychological Assessment*, 9(3), 205-211. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.9.3.205>
- Butcher, J. N., Hass, G. A., Greene, R. L., & Nelson, L. D. (2015). *Using the MMPI-2 in forensic assessment*. American Psychological Association.
- Condie, L. O. (2003). *Parenting evaluations for the court: Care and protection matters*. Kluwer Academic.
- Ellis, E. M. (2012). Are MMPI-2 scale 4 elevations common among child custody litigants? *Journal of Child Custody*, 9(3), 179-194. <https://doi.org/10.1080/15379418.2012.715547>
- Gambetti, E., Zucchelli, M. M., Nori, R., & Giusberti, F. (2019). Psychological assessment in abuse and neglect cases: The utility of the MMPI-2. *Professional Psychology: Research and Practice*, 50(6), 384-394. <https://doi.org/10.1037/pro0000272>
- Graham, J. R. (1993). *MMPI-2: Assessing personality and psychopathology*. Oxford University Press.
- Johnston, J. R. (1994). High-conflict divorce. *Children and Divorce*, 4, 165-182.
- Key, D. J. (2018). *The impact of symptom underreporting on MMPI-2 profiles in a sample of individual undergoing parenting capacity evaluations* [Doctoral dissertation].
- Key, D. J., Fisher, R. J., & Micucci, J. A. (2020). The MMPI-2 in parenting capacity evaluations: Scale elevations and effects of underreporting. *Professional Psychology: Research and Practice*, 51(6), 630-641. <https://doi.org/10.1037/pro0000320>
- King, H. E. (2012). Psychological testing in child custody evaluations. In *Handbook of psychological assessment* (pp. 587-605). American Psychological Association.
- Maroco, J. (2007). *Análise Estatística com Utilização do SPSS*. Ed. Sílabo.
- Otto, R. K., Edens, J. F., & Barcus, E. H. (2000). The use of psychological testing in child custody evaluations. *Family and Conciliation Courts Review*, 38(312).
- Pope, K. S., Butcher, J. N., & Seelen, J. (2006). *The MMPI, MMPI-2 & MMPI-A in court: A practical guide for expert witnesses and attorneys*. American Psychological Association.
- Silva, M. L., & Vieira, M. L. (2018). Relações entre a parentalidade e a personalidade de pais e mães: uma revisão integrativa da literatura. *Estudos e Pesquisas em Psicologia*, 18(1), 361-383. <https://doi.org/10.12957/epp.2018.38125>
- Stredny, R. V., Archer, R. P., & Mason, J. A. (2006). MMPI-2 and MCMI-III characteristics of parental competency examinees. *Journal of Personality Assessment*, 87(1), 113-115. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8701_10
- Weiner, I. B., & Greene, R. L. (2017). *Handbook of personality assessment*. John Wiley & Sons.

As dimensões de Masculinidade e Feminidade na avaliação da personalidade e da psicopatologia: um estudo a partir do MMPI-2

Mariana Sofia Frazão Carlos¹ Rosa Ferreira Novo^{1,2}

¹ Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa

² CICPSI – Centro de Investigação em Ciência Psicológica da Universidade de Lisboa

Resumo

Introdução: Alguns instrumentos de avaliação da personalidade e psicopatologia integram dimensões de masculinidade e feminidade, associadas ao sexo e ao género. Neste estudo procurámos explorar a relevância destas dimensões na avaliação psicológica, nomeadamente como as medidas de Masculinidade e Feminidade do MMPI-2 (Mf, GM e GF) variavam em função da identidade de género, variáveis psicossociais e orientação sexual, e como se associavam a medidas clínicas e de personalidade. **Metodologia:** Estudo diferencial com duas amostras não-heteronormativas: *Amostra Cisgénero* (N = 32), integrou participantes com género e sexo congruentes e orientação não-heterossexual; e *Amostra Transgénero* (N = 34), integrou participantes com género não-congruente com sexo e orientações sexuais diversas.

Resultados: Globalmente Mf e GF não se mostraram associadas às escalas clínicas, de personalidade, de adaptação e *distress*. Já GM revela forte associação negativa a indicadores de sofrimento psicológico e associação positiva a indicadores de adaptação. Participantes transgénero apresentaram níveis superiores aos cisgénero em Mf e GF, bem como níveis elevados de *distress* e dificuldades de adaptação psicológica. Participantes cisgénero, com diferenças na orientação sexual e na assunção da não-heteronormatividade, não revelaram diferenças em Mf, GM e GF. Já participantes com orientação sexual diversa reportaram maior sofrimento que os de orientação sexual específica. Este padrão foi também observado nos participantes que não assumiam a diferença face ao padrão normativo comparativamente aos que assumiam essa diferença. **Discussão/Conclusão:** Participantes transgénero aproximam-se dos estereótipos do género assumido e apresentam dificuldades psicológicas superiores aos cisgénero. Orientação sexual e assunção da não-heteronormatividade não influenciam a escolha de características estereotípicas femininas/masculinas. Papel de género masculino associa-se a maior adaptação psicológica e menor *distress*, enquanto o papel de género feminino se associa a preocupações com o corpo e menores recursos psicológicos para lidar com adversidades.

Palavras-chave: Masculinidade; Feminidade; género; MMPI-2.

Introdução

Os conceitos de Masculinidade e Feminidade, baseados em estereótipos e diferenças entre sexos e entre géneros, estão presentes no dia a dia e têm ajudado as pessoas a organizar e expressar a sua experiência pessoal e relacional, como seres com identidade diferenciada. Contudo, os continuados esforços para definir operacionalmente estes conceitos não permitiram ainda alcançar uma definição unanimemente aceite pela comunidade científica. Na psicologia, os termos masculinidade e feminidade são usados para expressar características associadas à identidade de género, bem como à orientação sexual, dimensões onde são reconhecidas diferenças entre homens e mulheres, bem como entre os homens e entre as mulheres. A identidade de género refere-se à construção e à vivência psicológica da masculinidade e feminidade, definindo-se pela forma como o indivíduo integra a sua base biológica, como se confronta com o ambiente e assume os papéis associados ao sexo. A identidade de género pode ou não corresponder ao sexo biológico ou às características sexuais secundárias, pelo que termos como 'género não-conformista' e 'transgénero' são usados para identificar uma identidade de género diferente das normas sociais associadas ao sexo biológico. Estereotipicamente, os homens são identificados como mais agressivos, assertivos, competitivos e independentes que as mulheres, enquanto estas são identificadas como mais carinhosas, dependentes, emocionais, gentis, sensíveis e submissas que os homens. Apesar disso, as características de personalidade, o comportamento e a aparência de um indivíduo podem ser, ou não, conformes às normas

culturalmente associadas ao sexo biológico. Por outro lado, os termos ‘heteronormatividade’ ou ‘não-heteronormatividade’ referem-se à presença ou ausência de alinhamento entre o sexo, a orientação sexual, a identidade e papel de género com as normas estereotípicas de uma dada sociedade. No passado, a não-heteronormatividade era alvo de atenção clínica, pelo que alguns instrumentos de avaliação psicológica integravam dimensões relativas à masculinidade e feminilidade ou, especificamente, à orientação sexual. Atualmente, é questionável o sentido destas medidas, bem como a sua associação a dimensões fundamentais da personalidade ou da psicopatologia. Neste sentido, revela-se importante explorar o sentido e o significado destas medidas e o MMPI-2 oferece-se como instrumento útil para o efeito.

Do ponto de vista teórico, masculinidade e feminidade foram considerados na literatura como constructos unidimensionais bipolares, como dimensões independentes ou ainda como um só constructo multidimensional. Ao nível das medidas, o MMPI-2 considera três diferentes escalas: a Masculinidade/Feminidade (Mf); Papel de Género Masculino (GM); e Papel de Género Feminino (GF). Mf foi desenvolvida no quadro de uma visão tradicional da masculinidade-feminidade, como uma dimensão bipolar destinada a avaliar o padrão de interesses da pessoa; pontuações altas nesta escala indicam ‘um desvio’ dos padrões básicos em direção ao sexo oposto. GM e GF foram consideradas como escalas complementares a Mf e resultaram dos esforços para aplicar a teoria andrógena, i.e., a afirmação de duas dimensões independentes e unipolares, com GM a identificar características psicológicas associadas ao sexo masculino, com interesses estereotípicos masculinos e a negação de interesses femininos. Do mesmo modo, GF visa identificar o mesmo tipo de características, mas relativamente ao sexo feminino.

O presente estudo foi delineado de modo a analisar as potencialidades destas três escalas na diferenciação psicológica ligada ao género. O foco não foi a diferenciação entre sexos e a sua relação com a normalidade ou com a psicopatologia, mas antes a identidade de género e a sua associação a recursos adaptativos e a sofrimento psicológico. Neste sentido, a opção recaiu no estudo de amostras não-heteronormativas. Especificamente, procurámos identificar como as medidas ligadas à masculinidade – feminidade e expressas (Mf, GM e GF): variavam (1) em função da identidade de género e (2) da orientação sexual, do modo como é assumida e vivida a sexualidade; e (3) se associavam a dimensões clínicas e de personalidade, bem como a indicadores de adaptação e de *distress* psicológico.

Metodologia

Participantes

O estudo integrou duas amostras não-heteronormativas: a) Amostra Cisgénero (AC) composta por 32 participantes com uma identidade de género congruente com o seu sexo biológico (i.e., cisgénero) e com orientações sexuais não-heterossexuais (i.e., homossexuais, bissexuais ou pansexuais); b) Amostra Transgénero (AT) composta por 34 participantes com uma identidade de género diferente do seu sexo biológico (i.e., transgénero) e com orientações sexuais diversas. Os participantes desta amostra estavam em processo de avaliação psicológica associado a pedidos de terapias de afirmação do género.

Instrumentos

Foi utilizada a versão portuguesa do Minnesota Multiphasic Personality Inventory – 2 (MMPI-2) (Butcher et al., 2001; Silva et al., 2006). Este inventário tem por objetivo avaliar a personalidade e a psicopatologia em inúmeros contextos e é composto por 567 itens, de resposta dicotómica, permitindo obter diversas medidas. Para além das escalas que avaliam as dimensões centrais do estudo (Mf, GM e GF), considerámos: quatro escalas de validade (F, L, K e S); nove escalas clínicas (Hs, D, Hy, Pd, Pa, Pt, Sc, Ma e Si); cinco escalas de perturbação de personalidade (AGGR, PSYC, DISC, NEGE e INTR); e sete escalas suplementares e de conteúdo (LSE, FAM, WRK, Es, Mt, PK e MDS). Os resultados, expressos em notas T ($M = 50$ e $DP = 10$) são considerados clinicamente significativos quando $T \geq 65$ – pois assinalam a presença de características emocionais, ideativas ou comportamentais que indiciam patologia – e quando $T \leq 40$ – resultados raros mesmo na população normal (Butcher et al., 2001; Graham, 2012).

Foi também utilizada uma Ficha de Dados Complementares destinada à obtenção de dados sociodemográficos e dos dados necessários à caracterização das vivências psicológicas e concepções pessoais sobre a sexualidade de cada participante.

Procedimento

O recrutamento dos participantes da AC foi realizado através de contatos próximos, formando uma amostra não-probabilística e intencional. As sessões de recolha de dados foram individuais, realizadas durante o contexto pandémico, e iniciadas com a administração estandardizada do MMPI-2, seguindo-se a recolha de dados complementares. Os participantes da AT foram selecionados de uma base de dados mais ampla, recolhida no âmbito de pedidos de avaliação psicológica para iniciar procedimentos de mudança hormonal ou cirúrgica de sexo. O estudo foi aprovado por uma comissão de ética e deontologia e a recolha de dados decorreu após informação aos participantes e obtenção do seu consentimento informado; a confidencialidade foi respeitada, de acordo com os princípios internacionais da ética em investigação.

Os protocolos do MMPI-2 foram submetidos a leitura ótica e cotados por software específico, tendo os dados sido analisados com recurso ao SPSS (v.26). Foram excluídos todos os protocolos com omissões de resposta (escala 'Não sei') superiores a 10 ou com valores de inconsistência significativos (i.e., $T \geq 80$ nas escalas TRIN e VRIN). A nível interpretativo, foram seguidas as orientações de Butcher e colaboradores (2001) e de Graham (2012). Relativamente à Ficha de Dados Complementares, procedeu-se à análise das respostas fechadas e à categorização e análise das respostas abertas.

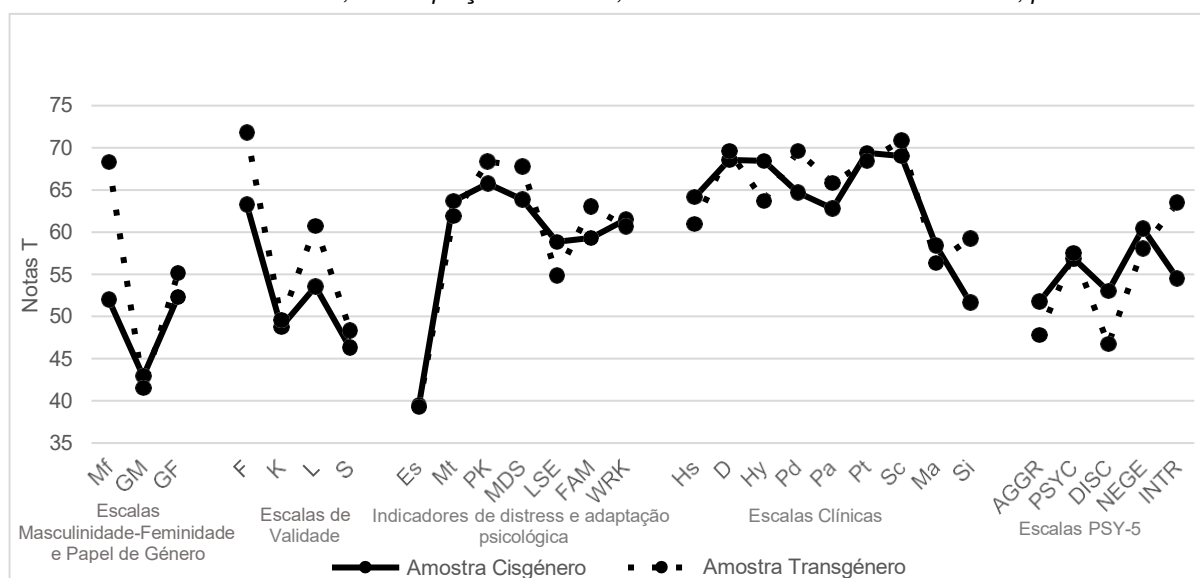
A análise de dados seguiu os seguintes passos: estatística descritiva, com indicadores de tendência central e medidas de dispersão; verificação dos pressupostos necessários para análise de variância paramétrica (MANOVA) com recurso, quando necessário, a testes não-paramétricos (Mann-Whitney) para confirmação de resultados; análises correlacionais (teste de Spearman).

Resultados

Os resultados das medidas em análise são apresentados na Figura 1.

Figura 1.

Média das Escalas de Validade, de Adaptação e Distress, Escalas Clínicas e de Personalidade, por Amostra



Nota. Valores expressos em notas T. Mf = Masculinidade-Feminidade; GM = Papel de Género Masculino; GF = Papel de Género Feminino; F = Respostas Infrequentes; L = Virtudes Incomuns; K = Ajustamento Psicológico; S = Apresentação de Si Superlativa; Es = Força do Ego; Mt = Inadaptação Escolar; Pk = Stress Pós-Traumático; MDS = Distress Conjugal; LSE = Baixa Autoestima; FAM = Problemas Familiares; WRK = Interferência no Trabalho; Hs = Hipocondria; D = Depressão; Hy = Histeria; Pd = Psicopatia; Pa = Paranoia; Pt = Psicastenia; Sc = Esquizofrenia; Ma = Hipomania; Si = Introversão Social; AGGR = Agressividade; PSYC = Psicoticismo; DISC = Desinibição Comportamental; NEGE = Emocionalidade Negativa/Neuroticismo; INTR = Introversão/Baixa Emocionalidade Positiva.

Os resultados das análises correlacionais são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1

Correlações entre as Escalas do MMPI-2 relativas à Masculinidade-Feminidade e Papéis de Género com Indicadores de Validade, Distress e Adaptação Psicológica nas Amostras Cisgénero (AC) e Transgénero (AT)

Escalas	Mf		GM		GF	
	AC (n=32)	AT (n = 34)	AC (n =32)	AT (n = 34)	AC (n =32)	AT (n = 34)
F	-.01	.15	-.40*	-.19	-.04	-.22
L	-.23	-.11	.61**	.18	-.13	-.21
K	.06	-.03	.54**	.23	-.06	-.08
S	.01	.01	.69**	.20	-.08	-.12
Es	-.16	-.03	.70**	.66**	-.31	-.52**
Mt	.06	-.07	-.68**	-.24	.23	-.15
PK	.06	-.07	-.69**	-.52**	.14	.16
MDS	.11	.15	-.74**	-.74**	.15	.42*
LSE	.02	.09	-.64**	-.25	.24	-.02
FAM	.03	.14	-.58**	-.45**	.05	.21
WRK	.06	-.14	-.66**	-.34*	.19	.09

Nota. Valores expressos em notas T. Mf = Masculinidade-Feminidade; GM = Papel de Género Masculino; GF = Papel de Género Feminino; F = Respostas Infrequentes; L = Virtudes Incomuns; K = Ajustamento Psicológico; S = Apresentação de Si Superlativa; Es = Força do Ego; Mt = Inadaptação Escolar; Pk = Stress Pós-Traumático; MDS= Distress Conjugal; LSE = Baixa Autoestima; FAM = Problemas Familiares; WRK = Interferência no Trabalho. *p < .05; ** p < .01.

Discussão

Os resultados nas escalas Masculinidade-Feminilidade e de Papel de Género Masculino e Feminino das duas amostras, diferenciadas quanto à concordância/discordância entre sexo e identidade, indicam que os participantes transgénero apresentam resultados significativamente superiores na escala Mf, revelando menor congruência entre o sexo e os interesses estereotipicamente associados. O facto de os valores médios nesta amostra serem elevados (i.e., $T \geq 65$) sugere, não só interesses na direção contrária aos estereótipos associados ao sexo dos participantes, mas também uma rejeição dos papéis de género tradicionalmente associados ao seu sexo. Estes resultados acompanham o sentido da literatura (Bonierbale et. al., 2016) que refere que a necessidade de exteriorização e afirmação da vivência interna parece ser relevante para uma diminuição do conflito interno e tal reflete-se em opções como a mudança de nome ou a adoção de linguagem neutra ao nível do género. A escala do papel de género masculino mostra-se associada a maior adaptação psicológica, enquanto a do papel de género feminino apresenta associações pontuais a escalas relacionadas com preocupações com o corpo e passividade interpessoal, o que vai ao encontro da literatura (Woo & Oei, 2006; Martin & Finn, 2010).

Os participantes transgénero apresentam também resultados sugestivos de dificuldades adaptativas e sofrimento psicológico, nomeadamente as elevações em múltiplas escalas: validade (F), *distress* (Mt, PK, MDS e WRK), escalas clínicas (D, Pd, Pt e Sc) e de perturbação da personalidade (INTR). Além disso, em indicadores de adaptação (Es) os resultados são baixos, assinalando a falta de recursos e problemas psicológicos de natureza mais crónica. Os dados, no seu conjunto, convergem com estudos empíricos (e.g., Landolt et al., 2004) que indicam a presença, em pessoas transgénero, de problemas adaptativos, dificuldades emocionais e relacionais. As dificuldades nos contextos académico e de trabalho, assinaladas por Mt e WRK, bem como a introversão social (Si) associada a baixa emocionalidade positiva (INTR) poderão estar relacionadas com o desconforto vivido com o facto de poderem sentir-se uma minoria marginalizada ou excluída (Rieger et al., 2012).

Considerando a amostra cisgénero e a orientação sexual (específica ou diversa) dos seus participantes, não se verificam diferenças nos resultados de masculinidade-feminilidade e papel de género. Os resultados ao nível da adaptação indicam que os participantes com orientação sexual específica (i.e., homossexual) apresentam níveis superiores de adaptação psicológica. Os participantes com orientações sexuais diversas (i.e., bissexuais ou pansexuais) apresentam maior sofrimento psicológico e dificuldades de adaptação, o que está de acordo com a literatura (Ross, et.al., 2018) que salienta o facto de estas pessoas constituírem minorias que experienciam problemas específicos, como menor visibilidade e dificuldades de aceitação, pelos pares, da sua orientação mista/fluída.

Comparando os participantes que assumem ou não assumem, perante terceiros, a diferença face à heteronormatividade, não se verificam diferenças significativas nos resultados de masculinidade-feminidade ou de papel de género. Contudo, os indicadores de *distress* sugerem que o grupo que não assume a diferença à heteronormatividade tende a reportar mais dificuldades psicológicas, no entanto não se verificam diferenças que permitam afirmar esta tendência. Se, por um lado, é legítimo supor que as pessoas que não assumem possam ter mais dificuldades psicológicas, visto existir algum impedimento para exprimirem como realmente se sentem, por outro, estas pessoas, ao assumirem, estão também mais vulneráveis à estigmatização por terceiros.

Os resultados nestas duas amostras nas escalas Mf, GM e GF, embora intimamente relacionados com as diferenças entre sexos, dão a conhecer especificidades relativas à personalidade e à psicopatologia associadas à identidade de género e à vivência da sexualidade. Além da ligação com os papéis e interesses estereotípicos tradicionalmente associados a homens e mulheres, parecem também relacionadas com a forma como o indivíduo elabora e integra, na perceção de si próprio e da sua relação com os outros, as características relacionadas com a sua identidade de género.

A reduzida dimensão e a heterogeneidade das amostras ao nível da idade, sexo, escolaridade e orientação sexual constituem uma limitação deste estudo. Também o contexto de recolha de dados, por ter sido diferenciado, pode constituir uma fonte de erro. Estudos futuros devem comparar amostras heteronormativas e não-heteronormativas, bem como amostras com identidades de género e orientações sexuais mais diferenciadas. Controlar os efeitos do contexto social e cultural, utilizar instrumentos mais específicos e recorrer a metodologias qualitativas serão também opções metodológicas para o aprofundamento desta temática.

Referências

- Butcher, J. N., Dahlstrom, W. G., Graham, J. R., Tellegen, A., & Kaemmer, B. (2001). MMPI-2 (Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2) Manual for administration, scoring and interpretation, Revised Edition. University of Minnesota Press.
- Bonierbale, M., Baumstarck, K., Maquigneau, A., Gorin-Lazard, A., Boyer, L., Loundou, A., Auquier, P. & Lançon, C. (2016). MMPI-2 profile of French transsexuals: the role of sociodemographic and clinical factors. A cross-sectional design. *Scientific Reports*, 6(1), 1-9. <https://doi.org/10.1038/srep24281>
- Graham, J. R. (2012). MMPI-2. Assessing personality and psychopathology (5th ed.). Oxford University Press.
- Landolt, M. A., Bartholomew, K., Saffrey, C., Oram, D., & Perlman, D. (2004). Gender nonconformity, childhood rejection, and adult attachment: A study of gay men. *Archives of Sexual Behavior*, 33(2), 117-128. <https://doi.org/10.1023/B:ASEB.0000014326.64934.50>
- Martin, H., & Finn, S. E. (2010). Masculinity and Femininity in the MMPI-2 and MMPI-A. University of Minnesota Press.
- Rieger, G., & Savin-Williams, R. C. (2012). Gender nonconformity, sexual orientation, and psychological well-being. *Archives of Sexual Behavior*, 41(3), 611-621. <https://doi.org/10.1007/s10508-011-9738-0>
- Ross, L. E., Salway, T., Tarasoff, L. A., MacKay, J. M., Hawkins, B. W., & Fehr, C. P. (2018). Prevalence of depression and anxiety among bisexual people compared to gay, lesbian, and heterosexual individuals: A systematic review and meta-analysis. *The Journal of Sex Research*, 55(4-5), 435-456. <https://doi.org/10.1080/00224499.2017.1387755>
- Silva, D., Novo, R., Prazeres, N., & Pires, R. (2006). Inventário Multifásico de Personalidade de Minnesota (Adultos): Versão experimental portuguesa do MMPI-2. Centro de Investigação em Psicologia da Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa.
- Woo, M., & Oei, T. (2006). The MMPI-2 Gender-Masculine and Gender-Feminine scales: Gender roles as predictors of psychological health in clinical patients. *International Journal of Psychology*, 41(5), 413-422. <https://doi.org/10.1080/00207590500412185>

Medición de la Ansiedad de Futuro: Estructura factorial y características psicométricas de la Dark Future Scale en Uruguay

Victor Ortuño (vortuno@psico.edu.uy)
Facultad de Psicología, Universidad de la República, Uruguay

La Ansiedad de Futuro (AF) refiere a un estado de aprehensión, incerteza, miedo y preocupación con respecto a cambios desfavorables que pueden ocurrir en el futuro personal. Este estado negativo es causado por representaciones cognitivas de carácter adverso asociadas al futuro. La *Dark Future Scale* (DFS) es un instrumento compuesto por cinco ítems (*Likert* de 5 puntos) que permite evaluar este constructo. Participaron 865 personas (651 - 75.8% del sexo femenino y 208 - 24.2% del sexo masculino) con edades comprendidas entre los 18 y los 66 años ($M = 25.66$, $DT = 8.53$). Mediante un Análisis Factorial Exploratorio se encontró una estructura unifactorial con 64% de la varianza total explicada. Todos los ítems presentaron elevadas cargas factoriales ($\lambda \geq .55$) y en términos globales elevados niveles de confiabilidad ($\alpha = .83$, $\omega = .84$). Estos resultados permiten dar cuenta de una estructura acorde con los principios teóricos de la ansiedad de futuro y elevados niveles de consistencia interna.

Palabras clave: ansiedad de futuro, temporalidad subjetiva, análisis factorial exploratorio.

Estrictamente hablando, la ansiedad es una respuesta anticipatoria a un estímulo que se presenta como una amenaza futura que puede presentarse después de un evento, como anticipación a un suceso futuro o al aproximarse o afrontar una representación o estímulo que provoca miedo (Asociación Americana de Psiquiatría, 2014).

La ansiedad, al estar directamente asociada con un proceso evaluativo relacionado con posibles situaciones o resultados futuros, se encuentra inextricablemente relacionada con la temporalidad a un nivel individual y por lo tanto subjetivo. La temporalidad subjetiva tal como es discutida por Ortuño, Paixão, y Janeiro (2017) congrega diferentes aspectos vinculados con el propio tiempo, donde se incluyen concepciones individuales acerca del tiempo, así como los diferentes procesos cognitivos de base temporal, entre los cuales encontramos: la Perspectiva Temporal (Zimbardo & Boyd, 1999), la Consideración de las Consecuencias Futuras (Joireman, Strathman, & Balliet, 2006; Vásquez-Echeverría, Martín, Esteves, Ortuño, & Joireman, 2017) y la Esperanza de Futuro (Snyder, Feldman, Shorey, & Rand, 2002), por mencionar algunos.

Se denomina Ansiedad de Futuro (AF) a un estado de aprensión, incertidumbre, miedo y preocupación a cambios desfavorables en un futuro remoto (Zaleski, 1996). La misma refiere a aquellas actitudes hacia el futuro en las cuales los procesos cognitivos y emocionales negativos de un individuo sobrepasan a los positivos (Zaleski et al., 2019). En este sentido, el individuo experimenta temor hacia a los eventos futuros, interpretándolos como peligrosos o adversos, en lugar de esperanzadores o motivantes. El temor que experimenta el individuo es consciente pero no es debido a un evento en concreto, sino a la representación que tiene del mismo (Zaleski, 1996). Este temor puede ser desencadenado tanto por una temática de carácter general como por un estímulo específico (Zaleski, 1994).

Al hablar de Ansiedad de Futuro dentro del marco teórico propuesto por Nuttin y Lens (1985), podemos afirmar que esta se encuadra en una orientación temporal de futuro y tiene una estrecha relación con el contenido temporal y con la valencia afectiva temporal. De esta forma, podrá estar relacionada con diferentes dimensiones de la Perspectiva Temporal, tal y como refieren Zaleski y colaboradores (2019), quienes

encuentran correlaciones positivas entre la Ansiedad de Futuro y la Perspectivas Temporales de Futuro Negativo y de Pasado Negativo.

Desde el punto de vista motivacional, la Ansiedad de Futuro guarda una estrecha relación con los objetivos personales. Para Zaleski (1994) aquellos que tienen objetivos definidos, pueden experimentar cierto nivel de Ansiedad de Futuro, en cuanto quienes no presentan claros objetivos o no planifican para el futuro, pueden no experimentar los mismos niveles de Ansiedad de Futuro. Para este autor, la AF se desarrolla a través de la influencia de tres aspectos fundamentales: i) las atribuciones de valor que hacemos de un determinado objeto o situación que puede ser bloqueado, ii) la probabilidad de ocurrencia de ese mismo bloqueo y iii) el sentido de controlabilidad o autoeficacia con relación a la situación.

En el contexto uruguayo ya contamos con varios trabajos vinculados a la AF. Díaz (2019) encontró asociaciones positivas entre la Ansiedad de Futuro, la adicción a Instagram, el maquiavelismo y la psicopatía no clínica. Apud y colaboradores (2022) encontraron como los niveles de AF eran más bajos en practicantes de budismo cuando comparados con practicantes de otras religiones o inclusive personas no practicantes de cualquier religión. También recientemente, pero fuera del contexto nacional, Duplaga y Grysztar (2021) encontraron que la AF presenta una asociación negativa y casi moderada con el nivel de literacidad de salud y positiva y casi moderada con el nivel de amenaza percibida debido a la pandemia del COVID-19, siendo también que participantes del sexo femenino, presentaron niveles más elevados de AF cuando comparadas con participantes del sexo masculino. También, Dodd y colaboradores (2021) encontraron que en estudiantes con altos niveles de AF existe una mayor probabilidad de presentar bajos niveles de bienestar.

Los estudios en temporalidad subjetiva se han centrado mayormente en los elementos positivos de la dimensión de futuro ignorando las implicancias de los aspectos negativos de este marco (Ortuño, 2020) por lo cual es necesario el desarrollo de instrumentos capaces de medir constructos asociados a la temporalidad futura negativa presentando buenas propiedades psicométricas.

Si bien se han desarrollado escalas con conceptos o dimensiones subyacentes similares a la Ansiedad de Futuro, no existen otros instrumentos capaces de medir específicamente este constructo. A su vez, casi la totalidad de estos se han desarrollado en inglés, por lo cual es fundamental el desarrollo y/o adaptación de instrumento de evaluación psicológica dedicados a estas importantes dimensiones de la temporalidad subjetiva. Así, el objetivo central de este trabajo es presentar la estructura factorial y confiabilidad de la *Dark Future Scale* en una muestra de participantes uruguayos.

Método

Muestra

El estudio fue realizado con 865 participantes. De los cuales 208 (24.2%) son del sexo masculino y 651 (75.8%) del sexo femenino. Las edades están comprendidas entre los 18 y los 66 años de edad ($M = 25.66$, $DT = 8.53$). Todos naturales de la República Oriental del Uruguay.

Instrumentos

Dark Future Scale (DFS, Zaleski et al., 2019): La Escala de Futuro Oscuro, es un instrumento compuesto por cinco preguntas (*Likert* de 7 puntos, donde 0 = Totalmente falso y 6 = Totalmente verdadero), utilizado para evaluar la Ansiedad de Futuro. Consiste en una versión reducida de la Escala de Ansiedad Futura de Zaleski (1996) y la cuál

presentó buenos niveles de confiabilidad ($\alpha = .90$ y test-retest de $r = .62$), así como una clara estructura factorial.

Procedimientos y análisis estadísticos

Todos los participantes fueron informados previa participación del carácter anónimo y voluntario de su participación, fueron explicados brevemente los objetivos del estudio, así como fueron dadas pautas acerca de cómo responder a las diferentes preguntas de los cuestionarios. Los datos fueron colectados tanto en formato presencial en una sala de clases, antes del inicio de esta, así como también por internet mediante una plataforma online de cuestionarios. Para el preparado de la base de datos y realización de los diferentes análisis estadísticos fueron utilizados los siguientes paquetes estadísticos: IBM SPSS 22, FACTOR 10.10.01 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) y Mplus 7.3 (Muthén & Muthén, 2017).

Para el testeo de la normalidad de la distribución de las variables en estudio, fue utilizada la prueba de Shapiro-Wilk. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) fue realizado mediante el método de mínimos cuadrados robustos ponderados en diagonal (*Robust Diagonally Weighted Least Squares*, RDWLS por su designación en inglés) utilizando la matriz de correlaciones policóricas con el paquete estadístico Factor y siguiendo las recomendaciones de Ledesma, Ferrando y Tosi (2019) para analizar variables categóricas de nivel ordinal, dado que las matrices de correlaciones de *Pearson* no corresponden una solución ideal para analizar datos que no presentan una distribución normal. Como criterios para la retención del número de factores fueron considerados el Gráfico de Sedimentación, el Método de Kaiser y el análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

Con relación a la consistencia interna de la DFS, fueron utilizados el Alfa de *Cronbach* y el Omega de *McDonald* (Geldhof, Preacher, & Zyphur, 2014). La interpretación de estos fue realizada con base en las recomendaciones de Nunnally (1978), quien menciona como aceptables valores superiores a .7 para nuevos instrumentos, superiores a .8 para investigación y comparación de grupos y .9 para instrumentos cuyos resultados vayan a ser empleados como criterios de decisión a nivel individual.

Resultados

Con respecto a la idoneidad de la muestra utilizada para el AFE, la prueba *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) presentó un valor de .83 y la prueba de esfericidad de *Bartlett* reportó un valor de significancia estadística de $p < .001$. Motivos que permiten afirmar que la muestra utilizada es adecuada para los procedimientos estadísticos que se presentan a seguir.

Con relación al número de factores a retener, los tres criterios empleados apuntan para una solución unifactorial. El autovalor del primer factor es de 3.21, en cuanto los subsecuentes factores presentan valores inferiores a 0.61. También al analizar el gráfico de sedimentación se sostiene esta opción. Con respecto al análisis paralelo, se encuentra en la matriz de correlaciones real un 73.86% de varianza, en cuanto el valor promedio de varianza obtenida en 500 matrices de correlación aleatorias es de 41.77%.

En la Tabla 1 son presentados los resultados del Análisis Factorial Exploratorio (AFE), en la misma se puede verificar como los cinco ítems presentan elevados valores en las cargas factoriales ($\lambda > .60$) y comunalidades ($H^2 > .30$) en una estructura de un único factor y con una varianza explicada de 64%. También se presenta el valor de la fiabilidad, en el caso de remover algún ítem. No se verifica que la eliminación de alguno de los ítems permita mejorar la Fiabilidad medida mediante el Alfa ($\alpha = .83$) y el valor global del coeficiente Omega también es elevado ($\omega = .84$).

Tabla 1.
Análisis Factorial Exploratorio de la Dark Future Scale (DFS)

Item N°	Item	H^2	λ	α sin ítem
1	Me temo que mis preocupaciones irán a continuar por un largo período de tiempo	.39	.63	.83
2	Me da terror pensar en enfrentar una crisis de vida u otra dificultad	.56	.75	.80
3	Me asusta que en el futuro mi vida pueda cambiar para peor	.82	.91	.77
4	Me temo que posibles cambios en la economía o en la política amenacen mi futuro	.43	.65	.82
5	Me preocupa que en el futuro no sea capaz de alcanzar mis metas	.62	.79	.79
Varianza explicada				64%
Alfa de Cronbach				.83
Omega de McDonald				.84

Discusión

Los resultados presentados en este trabajo son parte de una presentación oral durante el XI Congreso Iberoamericano de Diagnóstico y Evaluación Psicológica realizado en la Universidade do Algarve (Portugal) en mayo de 2023. Estos constituyen los primeros esfuerzos de adaptación y verificación de la estructura factorial de la *Dark Future Scale* en una población uruguaya. En la actualidad el instrumento ya ha sido utilizado en estudios vinculados al ámbito de la personalidad y las diferencias individuales, siempre con resultados muy satisfactorios.

El presente estudio aporta evidencias acerca de la validez de constructo de la DFS, específicamente en términos de su validez estructural y también de su fiabilidad, exploradas a través del Alfa de *Cronbach* y el Omega de *McDonald*. Estos resultados son similares a los obtenidos en la versión original del instrumento presentada por Zaleski y colaboradores (2019).

En Futuros estudios se deben explorar otros niveles de validez como por ejemplo de criterio, asociando los resultados de AF con otras dimensiones psicológicas que teóricamente estén vinculadas a la temporalidad de futuro.

Referencias bibliográficas

- Apud, I. E., Ortuño, V. E., Reimondo Silva, M. R., & Revello, V. G. (2022). Personality Traits and Future Anxiety in Buddhisms: a Study of Adult Tibetan Buddhist Practitioners from Uruguay. *International Journal of Latin American Religions*, 6(2), 171-184.
- Asociación Americana de Psiquiatría (2014). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales, DSM-V* (5ª edición). Buenos Aires: Panamericana.
- Díaz Muñoz, J. (2019). La oscuridad humana detrás de Instagram. Tesis de licenciatura no publicada. Facultad de Psicología, Universidad de la República, Uruguay.
- Dodd, R. H., Dadaczynski, K., Okan, O., McCaffery, K. J., & Pickles, K. (2021). Psychological wellbeing and academic experience of university students in

- Australia during COVID-19. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(3), 866. doi: <https://doi.org/10.3390/ijerph18030866>
- Duplaga, M.; Gryzstar, M. (2021). The Association between Future Anxiety, Health Literacy and the Perception of the COVID-19 Pandemic: A Cross-Sectional Study. *Healthcare*, 9(43). doi:10.3390/healthcare9010043
- Ferrando, P.J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-241. doi: 10.7334/psicothema2016.304
- Geldhof, G. J., Preacher, K. J., & Zyphur, M. J. (2014). Reliability estimation in a multilevel confirmatory factor analysis framework. *Psychological methods*, 19(1), 72-91. doi: 10.1037/a0032138
- Joireman, J., Strathman, A., & Balliet, D. (2006). Considering future consequences: An integrative model. In L. Sanna & E. Chang (Eds.), *Judgments over time: The interplay of thoughts, feelings, and behaviors* (pp. 82-99). Oxford: Oxford University Press. doi: 10.1093/acprof:oso/9780195177664.003.0006
- Ledesma, R. D., Ferrando, P. J., & Tosi, J. D. (2019). Uso del Análisis Factorial Exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación—e Avaliação Psicológica*, 52(3), 173-180. doi:10.21865/RIDEP52.3.13
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's Guide (Octava edición)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw Hill.
- Nuttin, J., & Lens, W. (1985). *Future Time Perspective and Motivation: theory and research method*. Belgium: Leuven University Press.
- Ortuño, V. E. (2020). Aproximaciones a la Temporalidad Subjetiva: La Perspectiva Temporal en foco. En V. E. Ortuño & A. Vásquez (Eds.), *Psicología del Tiempo: Una introducción a la temporalidad en las ciencias del comportamiento* (pp. 85-138). Montevideo: Comisión Sectorial de Investigación Científica – CSIC.
- Ortuño, V. E., Paixão, M. P., & Janeiro, I. N. (2017). Qualitative and Quantitative Trends in the Assessment of Subjective Temporality. En A. Kostić & D. Chadee (Eds.), *Time Perspective: Theory and Practice* (pp. 167-194). Palgrave Macmillan, London. doi: 10.1057/978-1-137-60191-9_8
- Snyder, C. R., Feldman, D. B., Shorey, H. S., & Rand, K. L. (2002). Hopeful choices: A school counselor's guide to hope theory. *Professional School Counseling*, 5(5), 298-307.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological methods*, 16(2), 209-220. doi: 10.1037/a0023353
- Vásquez-Echeverría, A., Martín, A., Esteves, C., Ortuño, V. E., & Joireman, J. (2017). Adaptación y Validación Inicial al Castellano de la Escala de Consideración de las Consecuencias Futuras. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 44(2), 5-15. doi: 10.21865/RIDEP44.2.01
- Zaleski, Z. (1994). *Psychology of future orientation*. Lublin, Poland: Towarzystwo Naukowe KUL.
- Zaleski, Z. (1996). Future anxiety: Concept, measurement, and preliminary research. *Personality and individual differences*, 21(2), 165-174. doi: 10.1016/0191-8869(96)00070-0
- Zaleski, Z., Sobol-Kwapinska, M., Przepiorka, A., & Meisner, M. (2019). Development and validation of the Dark Future scale. *Time & Society*, 28(1), 107-123. doi: 10.1177/0961463X16678257
- Zimbardo, P. G., & Boyd, J. N. (1999). Putting time in perspective: A valid, reliable individual-differences metric. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(6), 1271-1288. doi:10.1037/0022-3514.77.6.1271

Análisis de redes del Cuestionario Básico de Depresión en población general

María Guillot Valdés* y María Valdés Díaz**

Universidad de Granada, **Universidad de Sevilla

Resumen

Introducción. El análisis de redes es un modelo explicativo de los trastornos mentales que los concibe como un sistema dinámico y complejo de síntomas, los cuales son representados como nodos que están interrelacionados y conectados entre sí por aristas. Este modelo está siendo cada vez más utilizado en los ámbitos de salud mental. *Objetivo.* Aplicar el análisis de redes al Cuestionario Básico de Depresión (CBD; Peñate, 2001) en una muestra de población general para visualizar la ubicación de sus ítems en la red. *Método.* La muestra está formada por 1200 personas ($M_{edad} = 29,76$, $DT = 11,25$, 64.78% mujeres) a las que se le administró el cuestionario monofactorial CBD. Se realizaron una red de correlación simple, red de correlación parcial y la red *Graphical LASSO*, así como el cálculo de los coeficientes de centralidad y de agrupación. *Resultados.* Se observó que los ítems con contenido similar presentaban conexiones más fuertes en la red (por ejemplo, los ítems 2 y 8) y que el ítem 17 (“Siento que no valgo nada”) presentaba el mayor índice de centralidad, algo esperable ya que la baja autoestima es una manifestación clásica de la depresión. *Conclusión.* El hecho de que se obtenga este alto índice para este ítem, indica que la terapia debería enfocarse en primer lugar en este tipo de síntoma.. Por lo tanto, los análisis de redes son útiles para detectar qué problemas deben ser tratados con mayor prioridad en la clínica.

Palabras clave: análisis de redes, Cuestionario Básico de Depresión, adultos, población general

Introducción

El análisis de redes es un modelo explicativo de los trastornos mentales que los concibe como un sistema dinámico y complejo de síntomas (Cramer, 2016), los cuales son representados como nodos que están interrelacionados y conectados entre sí por aristas. Este modelo está siendo cada vez más utilizado en los ámbitos de salud mental (Borsboom, 2017) promoviendo nuevas formas de analizar los datos y las relaciones entre variables ya que orientan de forma notable la forma de entender el diagnóstico y el tratamiento psicológico.

Objetivo

Aplicar el análisis de redes al Cuestionario Básico de Depresión (CBD; Peñate, 2001) en una muestra de población general para visualizar la ubicación de sus ítems en la red.

Método

Participantes

La muestra está formada por 1200 personas de ambos sexos ($M_{edad} = 29,76$, $DT = 11,25$, 64.78% mujeres), de población general.

Procedimiento

Tras la aprobación del comité de ética de la Universidad de Granada, se administró el cuestionario. Este proceso fue realizado por un investigador y se llevó a cabo en zonas de alta confluencia de personas, utilizando muestreo incidental. Se presentó el estudio a los participantes y firmaron el consentimiento informado. Se garantizó la confidencialidad y el cumplimiento de las leyes de protección de datos. El tiempo promedio de aplicación fue de cinco a 10 minutos; el evaluador dejó el cuestionario a los participantes y se mantuvo cerca de ellos para poder responder a las posibles dudas que surgieran.

Instrumento

Cuestionario Básico de Depresión (CBD) de Peñate (2001). Evalúa el aspecto emocional de la depresión evitando solapamiento con ansiedad. Tiene 21 ítems con 4 alternativas de respuesta que exploran el afecto triste, la anhedonia y la baja autoestima. Buenas propiedades psicométricas, alfa ordinal de 0,95 (Guillot-Valdés et al. 2019). Semi-dimensional y ajustado al DSM-5 y CIE-11

Análisis de datos

Se realizó el análisis de redes a través del programa R 3.5.1 (Rstudio Team, 2016) para evaluar y explorar las dinámicas estructurales entre los reactivos del CBD. Se realizaron una red de correlación simple, red de correlación parcial y la red *Graphical LASSO*, así como el cálculo de los coeficientes de centralidad y de agrupación. Los gráficos incluyen nodos que representan los indicadores del CBD y bordes (líneas) que representan las relaciones entre estos nodos (Hevey, 2018; Schmittmann et al., 2013). Asimismo, se evaluaron los coeficientes de centralidad y de agrupación para estimar la interconexión en la estructura de la red (Opsahl et al., 2010). El indicador de mayor centralidad depende de la fuerza (strength), la cercanía (Closeness) y la intermediación (betweeness).

Resultados

Figura 1.
Correlación simple de los ítems del CBD

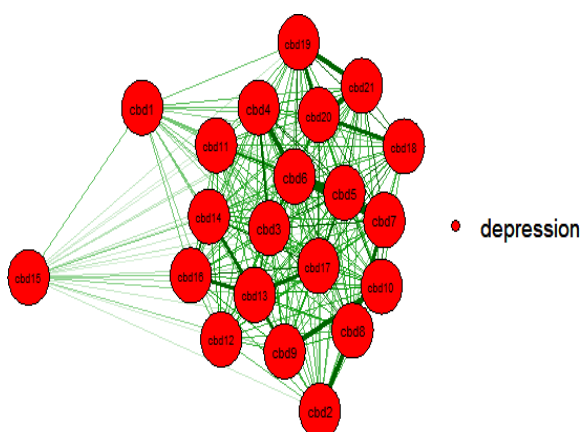


Figura 2.
Correlación parcial de los ítems del CBD

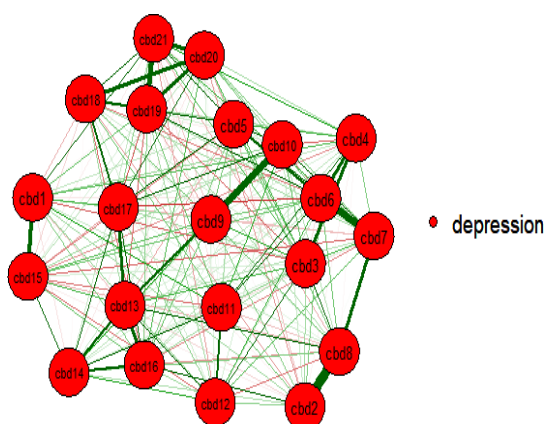


Figura 3
Red Graphical LASSO del CBD

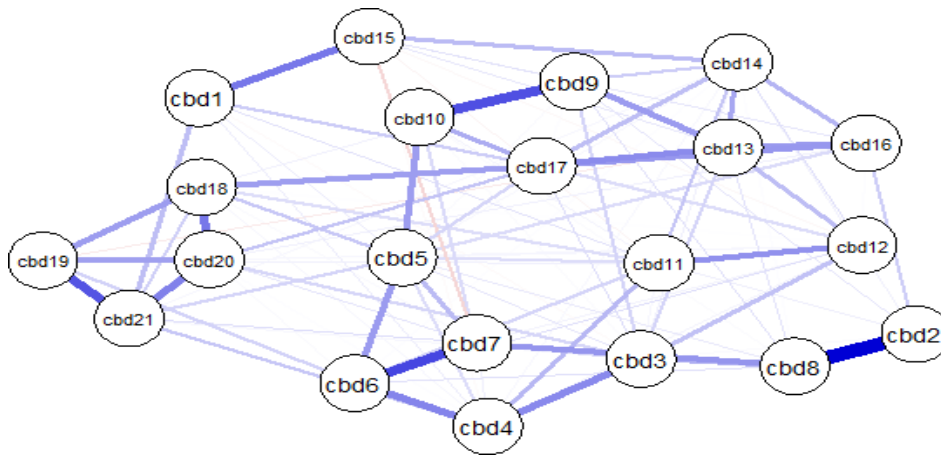


Figura 4
Análisis de Centralidad

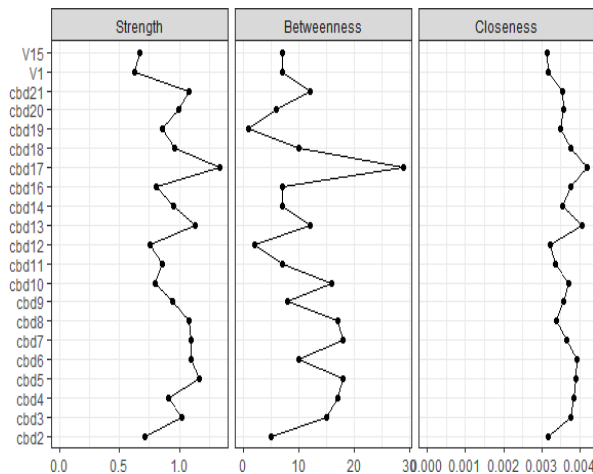
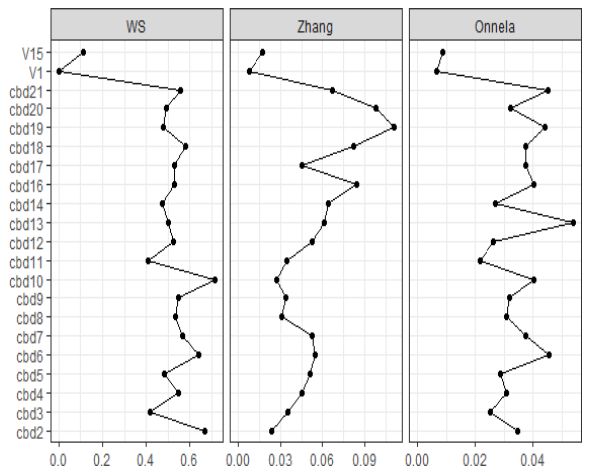


Figura 5
Coeficientes de Agrupación



En la figura 1 se informa que la magnitud de las correlaciones fue mayor entre los ítems CBD2 (“me siento culpable”) y CBD8 (“me siento culpable de lo que le ocurre a los demás”); entre los ítems CBD19 (“no disfruto con las cosas que antes disfrutaba”) y CBD21 (“me siento incapaz de divertirme y pasarlo bien”) y entre el CBD6 (“me siento triste”) y CBD7 (“me siento angustiado”).

En la figura 2 se observa que los ítems CBD2 y CBD8 hay relación parcial, y entre el CBD6 y CBD7 y el CBD9 y CBD10. En la figura 3 se repiten estas correlaciones también.

En la figura 4 los ítems que tuvieron unos mayores coeficientes de centralidad en fuerza (strenght) fueron el CBD17(“creo que no valgo para nada”) y CBD5 (“me cuesta mucho vivir”). La fuerza de centralidad refleja la probabilidad con la que la activación de unos de estos nodos (ítems) le seguirá la activación de otros nodos de la red. En cercanía (closeness) fueron los ítems CBD13 (“creo que los demás valen más que yo”) y CBD17 (“creo que no valgo para nada”). Esta alta centralidad de cercanía indica que son nodos que pueden predecir bien otros nodos (ítems) de la red. Y en intermediación (betweenness) fue el ítem CBD17 (“creo que no

valgo para nada “), esto es, un nodo (ítems) que con frecuencia está situado entre otros nodos y a través del cual pasan los caminos más cortos entre otros nodos de la red.

Conclusiones

- Los ítems con conexiones más gruesas, son ítems más similares (ítem 2 y 8: ítem 19 y 21). Aunque tengan un agrupamiento elevado, la centralidad intermedia es baja.
- El hecho de que se obtenga alto índice de centralidad en algún ítem (caso del 17), indica que la terapia debería enfocarse en primer lugar en este tipo de síntoma.
- Los análisis de redes son útiles para detectar qué problemas deben ser tratados con mayor prioridad en la clínica.

Referencias:

- Borsboom, D. (2017). A network theory of mental disorders. *World Psychiatry, 16*, 5–13
- Cramer, A. O. J., van Borkulo, C. D., Giltay, E. J., van der Maas, H. L. J., Kendler, K. S., Scheffer, M., y Borsboom, D. (2016). Major depression as a complex dynamic system. *Plos One, 11*(12), e0167490.
- Guillot-Valdés, M., Guillén-Riquelme, A., y Buéla-Casal, G. (2019). Reliability and validity of the Basic Depression Questionnaire. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 19*(3), 243-250.
<https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2019.07.002>
- Hevey, D. (2018). Network analysis: a brief overview and tutorial. *Health Psychology and Behavioral Medicine, 6*(1), 301-328.
<https://doi.org/10.1080/21642850.2018.1521283>
- Opsahl, T., Agneessens, F. y Skvoretz, J. (2010). Node centrality in weighted networks: generalizing degree and shortest paths. *Social Networks, 32*(3), 245-251. doi: 10.1016/j.socnet.2010.03.006
- Peñate, W. (2001). Presentación de un cuestionario básico para evaluar los síntomas genuinos de la depresión. Introducción. *Análisis y Modificación de Conducta, 27*(115), 679-731.
- R Core Team (2016). R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna, Austria.
- Schmittmann, V., Cramer, A., Waldorp, L., Epskamp, S., Kievit, R. y Borsboom, D. (2013). Deconstructing the construct: a network perspective on psychological phenomena. *New Ideas in Psychology, 31*(1), 43-53. doi: 10.1016/j.newideapsych.2011.02.007

Evaluación de la vulnerabilidad a la depresión y la preocupación por la imagen corporal en una muestra de población general: el papel del sexo y la edad

María Guillot Valdés*¹ y María Valdés Díaz**
*Universidad de Granada, **Universidad de Sevilla

Resumen

Introducción: En trabajos anteriores se ha comprobado como determinadas variables de salud (depresión, ansiedad, somatización) están en la base de la insatisfacción por la imagen corporal y detectarlas precozmente ayuda a prevenir el trastorno dismórfico (García-Arillo et al.,2018; Guillot-Valdés y Valdés Díaz,2020; Guillot-Valdés y Valdés-Díaz,2021). **Objetivo:** analizar si la vulnerabilidad a la depresión está asociada a la preocupación por la imagen corporal en población general teniendo en cuenta el sexo y la edad. Se predice que el género y la edad marcarán diferencias y que vulnerabilidad a la depresión e insatisfacción corporal estarán asociadas. **Método:** 340 personas de ambos sexos, de entre 18 y 65 años (*Media*=34,32 y *DT*=13,25). Han sido evaluadas con el DCQ (Preocupación por la imagen corporal) y LEIDS (Vulnerabilidad a la depresión). Se empleó un diseño transversal (una medida) para un método correlacional. Todos los análisis se aceptaron con $p < 0,05$. **Resultados.** Se hallan diferencias estadísticamente significativas entre varones y mujeres siendo éstas (adultas emergentes 18-25 años), las que ofrecen mayores niveles de insatisfacción corporal, medida con el DCQ ($K-W=39,66$, $p < ,001$; U Mann-Whitney = 1073, $z = -5,50$, $p < ,001$), con un tamaño de efecto grande ($f = ,99$) y una potencia estadística de $1 - \beta = ,99$. También se halló relación significativa entre las preocupaciones por el cuerpo (DCQ) y la vulnerabilidad a la depresión (LEIDS) (Rho Spearman = 0,348, $p < 0,001$) con un tamaño del efecto alto ($f = .12$) y la potencia estadística de $1 - \beta = .99$. **Conclusión.** Las variables edad y sexo marcan diferencias en la preocupación por el cuerpo. La vulnerabilidad a la depresión y preocupación por el cuerpo están asociadas en algunos periodos evolutivos, si bien dicha relación no puede establecerse como causal dado que la metodología empleada es relacional.

Palabras clave: Depresión, imagen corporal, edad, sexo, población general

Introducción

Determinadas variables de salud (depresión, ansiedad, somatización) están subyacen en la insatisfacción por la imagen corporal y su detección precoz puede ayudar a prevenir el trastorno dismórfico (García-Arillo et al.,2018; Guillot-Valdés y Valdés Díaz,2020; Guillot-Valdés y Valdés-Díaz,2021). En esta línea están las aportaciones de Patalay, et al. (2015) quienes explicaron esta relación atendiendo a tres aspectos: por un lado la susceptibilidad cognitiva a la depresión genera autoesquemas negativos que se manifiestan como pensamientos disfuncionales sobre uno mismo, que pueden extenderse a la imagen corporal predisponiendo el desarrollo de preocupaciones por el cuerpo. Por otro lado se ha sugerido que la insatisfacción corporal precede a los síntomas depresivos, puesto que la discrepancia con el ideal de belleza crea un elevado malestar que podría desembocar en la sintomatología depresiva. Por último, se plantea la fusión de ambos modelos, pues existe bidireccionalidad entre ambas variables. Numerosos estudios muestran una mayor vulnerabilidad a la depresión asociada a la insatisfacción corporal en la adolescencia (Sharpe et al., 2018; Greenleaf, et al., 2017). Variables como la autoestima (Rawana y Morgan, 2014), el

¹ Correspondencia: mguillot@ugr.es

índice de masa corporal (IMC), recibir burlas por el peso (Greenleaf et al., 2017) y la presión sociocultural (Jeffers, et al., 2013) están asociadas con la preocupación dismórfica durante este periodo evolutivo que, además, puede perdurar hasta el inicio de la adultez. Concretamente, las chicas adolescentes tienden a presentar más síntomas depresivos ligados a la elevada preocupación por la imagen corporal que los chicos (Murray, et al., 2018), permaneciendo esta manifestación en las mujeres jóvenes, especialmente en aquellas con baja autoestima; lo cual las sitúan como grupos de riesgo en el desarrollo de la depresión (Rawana y Morgan, 2014). Aunque es más frecuente encontrar este fenómeno en las mujeres de la adultez emergente, también se ha observado que los hombres de esta etapa altamente preocupados por la apariencia, presentan altos niveles de síntomas depresivos (El Ansari, et al. 2014). Barnes, et al. (2020) en una revisión mostraron que la mayoría de los estudios realizados con muestras de hombres adultos, escogen a los más jóvenes (18-30 años) exhibiendo la correlación positiva entre la insatisfacción corporal por la ausencia de un cuerpo musculoso y la depresión.

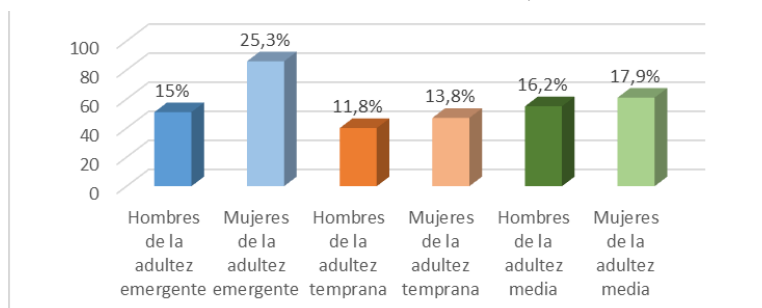
El objetivo fundamental que se pretende con este trabajo es: analizar si la vulnerabilidad a la depresión está asociada a la preocupación por la imagen corporal en población general teniendo en cuenta el sexo y la edad. Se predice que el género y la edad marcarán diferencias y se hipotetiza que la vulnerabilidad a la depresión e insatisfacción corporal estarán asociadas.

Método

Participantes.

La muestra está formada por 340 personas de ambos sexos, de entre 18 y 65 años (*Media*=34,32 y *DT*=13,25). 146 eran hombres (42,9%) y 194 eran mujeres (57,1%). El total de participantes fueron divididos y asignados intencionalmente según el género (hombres o mujeres) y el rango de edad: adultez emergente (18-25 años), adultez temprana (26-40 años) o adultez media (41-65 años) formando seis grupos. Concretamente, 51 eran hombres de la adultez emergente (15%), 86 eran mujeres de la adultez emergente (25,3%), 40 eran hombres de la adultez temprana (11,8%), 47 eran mujeres de la adultez temprana (13,8%), 55 eran hombres de la adultez media (16,2%) y 61 eran mujeres de la adultez media (17,9%). La Figura 1 representa los porcentajes citados de cada grupo. En cuanto al estado civil de la muestra el 59,7% eran solteros, el 33,2% estaban casados, un 0,6% eran viudos y un 6,5% divorciados o separados.

Figura 1.
Distribución muestral según edad y sexo (N=340)



Instrumentos

- *Escala de Preocupación por el cuerpo (DCQ)*. creado por Oosthuizen, et al. (1998), adaptación de Senín-Calderón et al. (2017a). Evalúa el nivel de preocupación por

el cuerpo y la apariencia a través de 7 ítems con 4 opciones de respuesta (0 a 3). El α de Cronbach ha sido de 0.82 en esta muestra.

- **Escala Leiden de Sensibilidad a la Depresión-Revisada (LEIDS-R)** de Van der Does y Williams (2003), adaptación de Senín-Calderón et al. (2017b). Evalúa la reactividad cognitiva, descrita como la facilidad de activación de los esquemas disfuncionales ante situaciones estresantes. Tiene 34 ítems con respuesta tipo Likert (0 a 4) y 6 dimensiones: desesperanza, agresividad, rumiación, aceptación, perfeccionismo y aversión al riesgo. El α de Cronbach para esta muestra ha sido de 0.92.

Diseño

Transversal (una medida) con técnicas de encuesta. Diseño univariable multicondicional univariado, para un método relacional. Se empleó el paquete estadístico SPSS (V.22). Los cálculos se llevaron a cabo con un nivel de confianza del 95%, y $p < 0,05$

Resultados.

Se hallan diferencias estadísticamente significativas entre varones y mujeres siendo éstas (adultas emergentes 18-25 años), las que ofrecen mayores niveles de insatisfacción corporal, medida con el DCQ ($K-W=39,66$, $p < ,001$; U Mann-Whitney = 1073, $z = -5,50$, $p < ,001$), con un tamaño de efecto grande ($f = ,99$) y una potencia estadística de $1 - \beta = ,99$. También se dieron diferencias significativas en las preocupaciones por la apariencia entre el grupo de las mujeres de la adultez emergente y el grupo de mujeres de la adultez media, $U(N = 340) = 1469$, $z = -4.56$, $p < .001$, con un tamaño de efecto grande ($f = .99$) y una potencia estadística de $1 - \beta = .99$. (Figuras 2 y 3).

Figura 2.

Estadísticos descriptivos obtenidos en preocupación por el cuerpo (DCQ) según sexo.

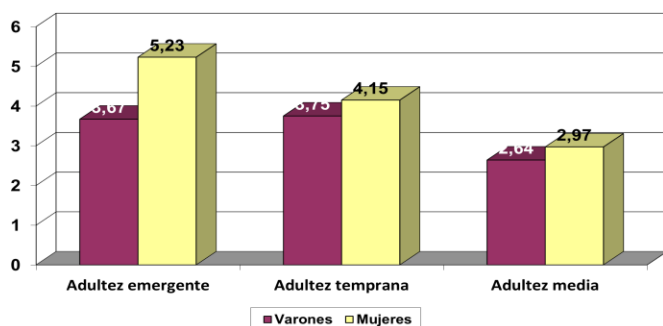


Figura 3.

Diagrama de cajas y bigotes obtenido en la prueba de Kruskal Wallis para muestras independientes

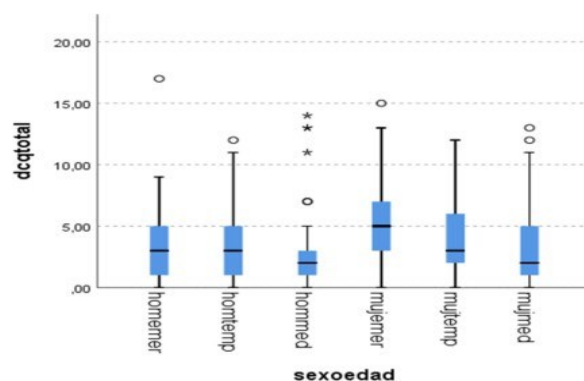


Tabla 1.

Correlación r de Spearman entre sintomatología depresiva (LEIDS-R) y las preocupaciones por la imagen (DCQ)

VARIABLES	Preocupación por el Cuerpo (DCQ)
LEIDS-Total	,350**
LEIDS-Desesperanza	,341**
LEIDS-Aceptación	,171**
LEIDS-Agresión	,267**
LEIDS-Perfeccionismo	,202**
LEIDS-Aversión	,304**
LEIDS-Rumiación	,362**

En la Tabla 1 se observan relaciones positivas y estadísticamente significativas entre la preocupación por el cuerpo y la sensibilidad a la depresión, tanto de forma global (LEIDS-Total $r = ,350$, $p < 0,01$) como en cada una de sus dimensiones, presentándose la *rumiación*, seguida de la *desesperanza* con los valores más elevados.

Con la finalidad de profundizar en la relación entre la sintomatología depresiva (LEIDS-Total) y las preocupaciones por la imagen corporal (DCQ), se analizó si dicha asociación se

producía en todos los grupos creados según la edad y el género de los sujetos. Los resultados revelaron relación positiva y estadísticamente significativa entre la sintomatología depresiva y las preocupaciones por la imagen corporal en el grupo de los *hombres de la adultez emergente*, $p = .044$, con un tamaño de efecto medio ($f = .08$) y una potencia estadística de $1 - \beta = .99$; en el grupo de los *hombres de la adultez media*, $p < .001$, con un tamaño de efecto grande ($f = .21$) y una potencia estadística de $1 - \beta = .99$; y en el grupo de las *mujeres de la adultez emergente*, $p = .009$, con un tamaño de efecto medio ($f = .08$) y una potencia estadística de $1 - \beta = .99$.

Discusión y Conclusiones.

Los resultados obtenidos confirman la hipótesis planteada de que el género y la edad marcarán diferencias ya que el grupo de mujeres de la adultez emergente fue el que alcanzó una puntuación mayor en las preocupaciones por el cuerpo respecto a los varones. Además, se encontraron diferencias significativas entre los distintos grupos de edad establecidos. Estos resultados se encuentran en la línea de estudios previos (Esnaola et al., 2010; Sheldon, 2010; Tiggemann, 2004) en los que se halla que las mujeres adultas más jóvenes constituyen un grupo de riesgo en el desarrollo de preocupaciones por la apariencia. Esto se debe a que, en comparación con otros periodos evolutivos, la adultez emergente se caracteriza por una mayor influencia de factores tales como la identidad aún inestable de este periodo (Papalia y Martorell, 2017), la gran presión del contexto por parte de la familia, los grupos de amigos y los medios (Esnaola et al., 2010) y el frecuente uso de las redes sociales que deriva en el incremento de la comparación con sus iguales, pudiendo todo esto dañar la imagen corporal. Algo semejante se ha obtenido en el caso de los varones de adultez emergente quienes han presentado un de preocupación por el cuerpo, coincidiendo con otros trabajos (Latorre at al., 2018). Cabe señalar que esto puede ser debido a la presión de los medios, los cuales promueven el ideal de cuerpo musculoso como canon de belleza masculino (Toro, 1988).

Respecto a la segunda hipótesis sobre la relación entre síntomas depresivos y preocupación por el cuerpo, los hallazgos permiten su confirmación y son congruentes con estudios previos tanto dentro del ámbito nacional (García-Arillo et al., 2018; Guillot-Valdés y Valdés Díaz, 2020; Guillot-Valdés y Valdés-Díaz, 2021) como internacional (Barnes et al., 2020; Greenleaf et al., 2017; Murray et al., 2018; Rawana y Morgan, 2014; Richard et al., 2016; Sharpe et al., 2018). Las personas con mayor vulnerabilidad a la depresión poseen unos esquemas negativos de sí mismos que pueden manifestarse en el plano corporal generándoles elevadas preocupaciones dismórficas; pero, también puede darse el ciclo en el sentido inverso; es decir, aquellos individuos que sienten que su imagen corporal se aleja de los ideales de belleza, pueden desarrollar un alto nivel de insatisfacción corporal provocándoles síntomas depresivos. En este trabajo esta asociación se produce de forma más relevante en los grupos de hombres y mujeres de la adultez emergente y los hombres de la adultez media. Estos resultados coinciden con el estudio de El Ansari et al. (2014) en el que se visualiza la vinculación entre los síntomas depresivos y la presencia de preocupaciones por la imagen corporal en la entrada a la adultez en ambos sexos.

Como *conclusiones* se puede destacar que las variables edad y sexo marcan diferencias en la preocupación por el cuerpo. La vulnerabilidad a la depresión y preocupación por el cuerpo están asociadas en algunos periodos evolutivos, si bien dicha relación no puede establecerse como causal dado que la metodología empleada es relacional.

Referencias

Barnes, M., Abhyankar, P., Dimova, E. y Best, C. (2020). Associations between body dissatisfaction and self-reported anxiety and depression in otherwise healthy

- men: A systematic review and meta-analysis. *Plos one*, 15(2), e0229268. doi: 10.1371/journal.pone.0229268
- El Ansari, W., Dibba, E. y Stock, C. (2014). Body image concerns: Levels, correlates and gender differences among students in the United Kingdom. *Central European journal of public health*, 22(2), 106-117. doi: 10.21101/cejph.a3944.
- Esnaola, I., Rodríguez, A. y Goñi, A. (2010). Body dissatisfaction and perceived sociocultural pressures: Gender and age differences. *Salud Mental*, 33(1), 21-29
- García Arillo, D., Valdés Díaz, M., Guillot Valdés, M. (2018). Estados emocionales y preocupación por la imagen corporal en población no clínica. I Congreso Internacional de Salud Mental y VI Nacional FEAFES. Huelva 27-28 septiembre
- Greenleaf, C., Petrie, T. A. y Martin, S. B. (2017). Exploring weight-related teasing and depression among overweight and obese adolescents. *European Review of Applied Psychology*, 67(3), 147-153. doi: 10.1016/j.erap.2017.01.004
- Guillot-Valdés, M. y Valdés-Díaz, M. (2020). Indicadores emocionales y de salud asociados a la imagen corporal: diferencias de género. VI Congreso Internacional en Contextos Psicológicos, Educativos y de la Salud 25-27 noviembre. Edición Virtual
https://www.congresocice.es/contenido/comunicaciones/268/congress_pdf
- Guillot-Valdés, M. y Valdés-Díaz, M (2021). Concern for the body image and its relationship with the level of self-consciousness and general health in non clinical population. 4º Congreso en Ciencia Sanitaria. Internacional On line. 1 al 3 de julio 2021. Organiza Ciencia Sanitaria. Socifos
- Jeffers, A. J., Cotter, E. W., Snipes, D. J. y Benotsch, E. G. (2013). BMI and depressive symptoms: The role of media pressures. *Eating behaviors*, 14(4), 468-471. doi: 10.1016/j.eatbeh.2013.08.007
- Murray, K., Rieger, E. y Byrne, D. (2018). Body image predictors of depressive symptoms in adolescence. *Journal of adolescence*, 69, 130-139. doi: 10.1016/j.adolescence.2018.10.002.
- Papalia, D. E. y Martorell, G. (2017). *Desarrollo humano*. McGraw-Hill
- Patalay, P., Sharpe, H. y Wolpert, M. (2015). Internalizing symptoms and body dissatisfaction: Untangling temporal precedence using cross-lagged models in two cohorts. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 56, 1223-1230. doi:10.1111/jcpp.12415
- Rawana, J. S. y Morgan, A. S. (2014). Trajectories of depressive symptoms from adolescence to young adulthood: the role of self-esteem and body-related predictors. *Journal of youth and adolescence*, 43(4), 597-611. doi: 10.1007/s10964-013-9995-4.
- Richard, A., Rohrmann, S., Lohse, T. y Eichholzer, M. (2016). Is body weight dissatisfaction a predictor of depression independent of body mass index, sex and age? Results of a cross-sectional study. *BMC public health*, 16(1), 863. doi: 10.1186/s12889-016-3497-8.
- Senín-Calderón, C., Valdés-Díaz, M., Benítez-Hernández, M. M., Núñez-Gaitán, M. C., Perona-Garcelán, S., Martínez-Cervantes, R., & Rodríguez-Testal, J. F. (2017a). Validation of Spanish language evaluation instruments for body dysmorphic disorder and the dysmorphic concern construct. *Frontiers in psychology*, 8, 1107. doi: 10.3389/fpsyg.2017.01107.
- Senín-Calderón, C., Perona-Garcelán, S., Ruíz-Veguilla, M., y Rodríguez-Testal, J. F. (2017). Leiden Index of Depression Sensitivity-Revised (LEIDS-R): Spanish validation proposal. *International journal of clinical and health psychology*, 17(2), 139-150. doi: doi.org/10.1016/j.ijchp.2017.02.001.
- Sheldon, P. (2010). Pressure to be perfect: Influences on college students' body esteem. *Southern Communication Journal*, 75, 277-298. doi: 10.1080/10417940903026543.
- Tiggemann, M. (2004). Body image across the adult life span: Stability and change. *Body image*, 1(1), 29-41. doi: 10.1016/S1740-1445(03)00002-0

AVALIAÇÃO NEUROPSICOLÓGICA

La flexibilidad cognitiva en una muestra de niños y adolescentes con discapacidad intelectual

María Fernanda Barba Gómez, *Instituto Tecnológico de Sonora*, mferbg95@gmail.com; **María Teresa Fernández Nistal**, *Instituto Tecnológico de Sonora*, mfernandez@itson.edu.mx; **Eneida Ochoa Ávila**, *Instituto Tecnológico de Sonora*, eochoa@itson.edu.mx

Resumen

La flexibilidad cognitiva es una de las funciones ejecutivas que presenta una mayor dificultad en la población infantojuvenil con Discapacidad Intelectual (DI). La flexibilidad cognitiva es la capacidad de razonamiento conceptual que permite cambiar a distintas perspectivas y acciones para un mismo objetivo de acuerdo a las demandas del ambiente y es fundamental para las habilidades de lectoescritura, el desempeño en matemáticas y el rendimiento académico. El objetivo de esta investigación fue analizar las puntuaciones de flexibilidad cognitiva en la prueba Tarjetas de la batería Evaluación Neuropsicológica Infantil-2 obtenidas por 45 niños y adolescentes con DI, de 8 a 16 años de edad ($M= 12.56$, $DE = 2.51$). Los resultados mostraron que las puntuaciones obtenidas por los participantes en las distintas mediciones de esta prueba se situaron en un nivel muy bajo en comparación a los baremos disponibles de niños de desarrollo típico, concretamente en las mediciones: Porcentaje de Respuestas Correctas, Porcentaje de Respuestas Perseverativas, Respuestas Perseverativas y Respuestas Correctas. Por otro lado, obtuvieron puntuaciones situadas en un nivel límite en las: mediciones Total de Errores, Porcentaje de Errores, Número de Categorías y Número de Ensayos Administrados. Únicamente presentaron una puntuación promedio en la medición Incapacidad para Mantener la Organización. En cuanto al número de categorías identificadas de acuerdo a los principios de clasificación (color, forma, número), se encontró que ningún participante logró descubrir los tres principios de clasificación; sin embargo, el 7% lograron identificar dos categorías (color y forma) y el 80% identificaron sólo una categoría (color). Los resultados obtenidos indican que los niños y adolescentes con DI presentan dificultad para cambiar de patrón conceptual y perseveran con su respuesta, aunque ésta sea incorrecta. Estos resultados tienen implicaciones en el diseño de programas educativos que desarrollen la flexibilidad cognitiva de esta población.

Palabras clave

Discapacidad Intelectual, Flexibilidad cognitiva, Prueba neuropsicológica

Introducción

La flexibilidad cognitiva es la capacidad de razonamiento conceptual que permite cambiar a distintas perspectivas y acciones para un mismo objetivo de acuerdo a las demandas del ambiente (Gligorović & Buha, 2013). Esta capacidad es una función ejecutiva independiente que comparte elementos con otras funciones cognitivas (Miyake et al., 2000). En algunos estudios se ha encontrado que la flexibilidad cognitiva es un componente fundamental para las habilidades de lectoescritura, el desempeño en matemáticas y el rendimiento académico en niños de entre 7 y 11 años de edad (Colé et al., 2014; de Santa et al., 2022; Magalhães et al., 2020).

En población infantojuvenil con Discapacidad Intelectual (DI) se ha encontrado que la flexibilidad cognitiva representa una de las funciones ejecutivas de mayor dificultad (Carney et al., 2013; Gligorović & Buha, 2013). Una forma de evaluar esta función es por medio de tareas de clasificación de tarjetas (Verdejo-García & Bechara, 2010). Este tipo de pruebas consisten en que el evaluado debe de categorizar una serie de tarjetas de acuerdo a tres principios de clasificación (color, forma y cantidad). Los principios y cambios de clasificación son identificados de forma implícita a través de la retroalimentación del evaluador.

La revisión de la literatura sobre la evaluación de la flexibilidad cognitiva en niños y adolescentes con DI mostró únicamente dos investigaciones en las que se han utilizado tareas de clasificación de tarjetas. Gligorović y Buha (2013) analizaron las puntuaciones en el Test de Clasificación de Tarjetas de Wisconsin (WCST; Shretlen, 2019) obtenidas por 95 niños serbios con DI de entre 10 a 13 años de edad, y encontraron que todos los participantes lograron descubrir al menos una categoría (color) y la mayoría (76.8%) logró identificar y completar los tres principios de clasificación (color, forma, cantidad). Por otro lado, De la Torre et al. (2017) evaluaron la flexibilidad cognitiva de una muestra de 20 niños colombianos con DI, de 7 a 12 años de edad, a través de la prueba Tarjetas de la Evaluación Neuropsicológica Infantil -2 (ENI-2; Matute et al., 2013). Los resultados mostraron puntuaciones dentro de un nivel muy bajo.

El objetivo de este trabajo fue analizar la ejecución de niños y adolescentes mexicanos con DI en la prueba Tarjetas de la ENI-2, para obtener datos respecto al nivel de funcionamiento en cada una de las mediciones que componen la prueba.

Método

Participantes

Los participantes de este estudio fueron 45 estudiantes con DI (26 hombres y 19 mujeres), de 8 a 16 años ($M = 12.56$, $DE = 2.51$), que asistían a cuatro centros de atención especializada en Cajeme (Sonora, México). Los criterios de inclusión de los alumnos fueron contar con el diagnóstico de DI de leve a moderado y tener entre 5 y 16 años de edad (rango de edad a la que la prueba Tarjetas está dirigida). El criterio de exclusión fue que el alumno contara con otros tipos de trastornos comórbidos al de DI (p. ej., trastorno del espectro autista, trastorno por déficit de atención con hiperactividad, trastornos de comunicación, trastornos específicos del aprendizaje, trastornos motores del neurodesarrollo, etc.).

Instrumentos

Prueba de Tarjetas (Matute et al., 2013). Esta prueba forma parte de la batería de pruebas Evaluación Neuropsicológica Infantil – 2 (ENI-2; Matute et al., 2013) y tiene como objetivo evaluar la flexibilidad cognitiva del dominio de funciones ejecutivas de niños entre los 5 y 16 años. Está conformada por nueve mediciones: Número de Ensayos Administrados (NEA), Total de Respuestas Correctas (TRC), Porcentaje de Respuestas Correctas (TRC), Total de Errores (TE), Porcentaje de Errores (PE), Categorías (C), Incapacidad para Mantener la Organización (IMO), Respuestas Perseverativas (RP) y Porcentaje de Respuestas Perseverativas (PRP).

Los materiales de la prueba son 3 tarjetas estímulo y 54 de respuesta. La primera tarjeta estímulo contiene un cuadrado de color rosa, la segunda dos rombos amarillos y la tercera tres círculos azules, en un fondo blanco. Las tarjetas de respuesta contienen distintas cantidades y combinaciones de estas tres figuras y colores. La tarea consiste en que el evaluado relacione las tarjetas de respuesta con las de estímulo categorizándolas según los principios de clasificación (color, forma, cantidad) a través de la retroalimentación del evaluador. El cambio de categoría ocurre hasta que el evaluado clasifique 10 tarjetas correctamente. La tarea finaliza cuando se logran completar las tres categorías o cuando se terminan las tarjetas de respuesta.

Procedimiento

La selección de los participantes se realizó con el apoyo de las psicólogas de cada centro en función de los criterios de inclusión y exclusión. La aplicación de las pruebas se llevó a cabo de forma individual, en una única sesión y con una duración promedio de 30 minutos, durante los meses de febrero a octubre de 2019. Para la aplicación de las pruebas en uno de los centros,

se siguieron las normativas 8.02 y 9.03 del Código de Ética de la Asociación Americana de Psicología (APA, 2017), se solicitó el consentimiento informado a los padres de cada alumno y, tras haber obtenido el consentimiento, se invitó a cada alumno a la participación voluntaria. En el resto de los centros, se prescindió del consentimiento informado de los padres con base en las normativas 8.05 y 9.03 (APA, 2017), debido a que las evaluaciones formaron parte de las actividades rutinarias de estos centros.

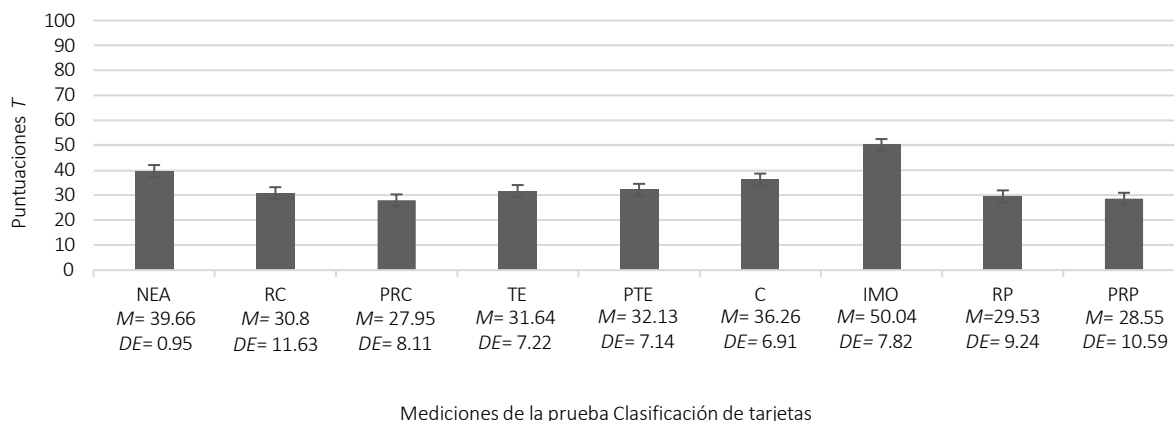
Para el análisis de los datos, se transformaron las puntuaciones obtenidas por los participantes en ambas pruebas para comparar su funcionamiento en flexibilidad cognitiva. Las puntuaciones *T* en la prueba Tarjetas se categorizaron de acuerdo a los puntos de corte señalados en el manual de la ENI-2 (Matute et al., 2013): puntuación *T* ≤30 se clasificaron en un nivel muy bajo, las puntuaciones *T* entre 33 y 37 en un nivel límite, puntuación *T* de 40 como promedio bajo; puntuación *T* entre 43 y 57 en el promedio, puntuación *T* de 60 en el promedio alto; puntuación *T* > 63 en un nivel superior. Los análisis estadísticos se realizaron con el programa IBM SPSS Statistics 21.

Resultados

En la figura 1 se presentan las medias y desviaciones estándar de las puntuaciones *T* obtenidas por los participantes en las nueve mediciones de la prueba Tarjetas de la ENI-2. Las puntuaciones más bajas se obtuvieron en PRC, PRP, RP y RC, dentro del nivel muy bajo (*T* ≤30), en las mediciones TE, PTE, C y NEA se obtuvieron puntuaciones en un nivel límite (*T* = 33 - 37), únicamente IMO presentó una puntuación promedio (*T* = 43 - 57).

Figura 1.

Medias y desviaciones estándar de las puntuaciones T de los niños con DI en las mediciones de la prueba Tarjetas de la ENI-2.



Nota: NEA = Número de Ensayos Administrados; RC = Respuestas Correctas; PRC= Porcentaje de Respuestas Correctas; TE: Total de Errores; PTE= Porcentaje Total de Errores; C = Categorías; IMO = Incapacidad para Mantener la Organización; RP = Respuestas Perseverativas; PRP = Porcentaje de Respuestas Perseverativas.

En la tabla 1 se presenta la frecuencia de niños que descubrieron los principios de clasificación (color, forma y cantidad) de la prueba Clasificación de Tarjetas de la ENI-2, según el nivel de funcionamiento. La mayoría de los niños (80%) lograron descubrir sólo una categoría, el color, de éstos el 62% se situó en un nivel límite y el 18% en un nivel promedio bajo. Únicamente, el 7% de los niños describieron dos categorías (color y forma), los cuales se

situaron en un nivel promedio. Ningún niño descubrió las tres categorías de la prueba. El 13% de los participantes no descubrió ninguna categoría y se situaron en un nivel muy bajo.

Tabla 1

Frecuencia de niños con DI según las categorías descubiertas y el nivel de funcionamiento en la prueba clasificación de tarjetas de la ENI-2

Categorías de los principios de clasificación	Nivel de funcionamiento				Total
	Muy bajo	Límite	Promedio bajo	Promedio	
Color	-	28 (62%)	8 (18%)	-	36(80%)
Color y forma	-	-	-	3 (7%)	3 (7%)
Color, forma y cantidad	-	-	-	-	0 (0%)
Ninguna	6 (13%)	-	-	-	6 (13%)
Total	6 (13%)	28 (62%)	8(18%)	3 (7%)	45 (100%)

Discusión

Los resultados de este estudio mostraron que los participantes presentaron, en general, un nivel de funcionamiento entre muy bajo en las mediciones PRC, PRP, RP y RC, y un nivel límite en las mediciones TE, PTE, C y NEA. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por de la Torre et al. (2017) quienes encontraron que los niños con DI presentaban puntuaciones entre un nivel muy bajo y límite en las mediciones RP, TE, C y RP.

En cuanto al número de categorías, se encontró que la mayoría de los participantes (80%) lograron descubrir y completar la categoría de color y el 7% las categorías color y forma; no obstante, ninguno de los niños logró los tres principios de clasificación (color, forma y número) y el 13% no descubrió ninguna categoría. Estos hallazgos difieren de los resultados obtenidos por Gligorović y Buha (2013), quienes encontraron que todos los niños con DI lograron descubrir al menos una categoría (color) y la mayoría (76.8%) logró descubrir y completar los tres principios de clasificación. Es posible que las diferencias entre los hallazgos estén relacionadas con las características de los participantes. En esta investigación se seleccionaron participantes con diversas etiologías de DI, mientras que en el estudio de Gligorović y Buha (2013) se incluyeron participantes con DI moderada sin trastornos genéticos.

Por otro lado, se encontró que únicamente en la medición IMO los participantes presentaron un nivel promedio. Considerando que en las otras mediciones se encontró un nivel de funcionamiento muy bajo, es posible que estos resultado reflejen la dificultad que presentan los niños con DI para cambiar de patrón conceptual, es decir, para relacionar la tarjeta estímulo utilizando la categoría en curso (descubrir el principio de clasificación) y, a pesar de que sean capaces de mantener el patrón conceptual (IMO), debido a la dificultad para variar este patrón (cambio de categoría) perseveran con la respuesta incorrecta. Algunos autores han argumentado que las respuestas perseverativas son la medida más representativa de flexibilidad cognitiva y distinguen como el mejor predictor de un buen funcionamiento en este dominio en niños con DI (Gligorović y Buha, 2013; Lezak et al., 1995).

Referencias

- American Psychological Association [APA]. (2017). Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct. <https://www.apa.org/ethics/code/ethics-code-2017.pdf>
- Asociación Americana de Discapacidades Intelectuales y del Desarrollo [AAIDD]. (2011). *Discapacidad Intelectual: definición, clasificación y sistemas de apoyo* (Trad. M. A. Verdugo). Alianza Editorial.

- Carney, D. P. J., Brown, J. H., & Henry, L. A. (2013). Executive function in Williams and Down syndromes. *Research in Developmental Disabilities, 34*(1), 46–55.
<https://doi.org/10.1016/j.ridd.2012.07.013>
- Colé, P., Duncan, L. G., & Blaye, A. (2014). Cognitive flexibility predicts early reading skills. *Frontiers in Psychology, 5*, 1–8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00565>
- De la Torre-Salazar, D., Galvis, A., Lopera-Murcia, A. y Montoya-Arenas, D. (2017). Función ejecutiva y entrenamiento computarizado en niños de 7 a 12 años con discapacidad intelectual. *Revista Chilena de Neuropsicología, 12*(2), 14-19.
<https://10.5839/rcnp.2017.12.02.03>
- de Santana, A., N., Roazzi, A., Nobre, A.P. (2022). The relationship between cognitive flexibility and mathematical performance in children: A meta-analysis. *Trends in Neuroscience and Education, 28*. <https://doi.org/10.1016/j.tine.2022.100179>
- Gligorović, M., & Buha, N. (2013). Conceptual abilities of children with mild intellectual disability: Analysis of Wisconsin Card Sorting Test performance. *Journal of Intellectual and Developmental Disability, 38*(2), 134–140.
<https://doi.org/10.3109/13668250.2013.772956>
- Jacques, S., & Zelazo, P. D. (2005). On the possible roots of cognitive flexibility. In B. D. Homer & C. S. Tamis-LeMonda (Eds.), *The development of social cognition and communication* (pp. 53–81). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Lezak, M. (1982). The problem of assessing executive functions. *International Journal of Psychology, 17*, 281-299. <https://1080/00207598208247445>
- Magalhães, S., Carneiro, L., Limpo T., & Filipe, M. (2020): Executive functions predict literacy and mathematics achievements: The unique contribution of cognitive flexibility in grades 2, 4, and 6, *Child Neuropsychology*, <https://10.1080/09297049.2020.1740188>
- Matute, E., Rosselli, M., Ardila, A., & Ostrosky, F. (2013). *Evaluación Neuropsicológica Infantil (ENI-2)*. Manual Moderno.
- Miyake, A., Friedman, N. P., Emerson, M. J., Witzki, A. H., Howerter, A., & Wager, T. D. (2000). The Unity and Diversity of Executive Functions and Their Contributions to Complex “Frontal Lobe” Tasks: A Latent Variable Analysis. *Cognitive Psychology, 41*(1), 49–100.
<https://doi.org/10.1006/cogp.1999.0734>
- Schretlen, D. (2019). M - WCST. *Test de Clasificación de Tarjetas de Wisconsin - Modificado*. TEA Ediciones.
- Verdejo-García, A., & Bechara, A. (2010). Neuropsicología de las funciones ejecutivas. *Psicothema, 22*(2), 227-235. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8895>

CONTACTOS E AFILIAÇÕES

Nome	Afiliação	E-mail
Ana Beatriz Pinto		pinto.a.beatriz@gmail.com
Ana Cristina da Cunha	Instituto de Psicologia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IP-UFRJ), Brasil; Laboratório de Estudo, Pesquisa e Intervenção em Desenvolvimento e Saúde (LEPIDS), Brasil	acbcunha@yahoo.com.br
Ana Moreira	Applied Psychology Research Center Capabilities & Inclusion (APPSyCI) & Instituto Universitário de Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida (ISPA), Portugal	amoreira@ispa.pt
Ana Paula Amaral	Institute of Psychological Medicine, Faculty of Medicine, University of Coimbra, Portugal; Coimbra Health School, Polytechnical Institute of Coimbra, Portugal	amaral.anapm@gmail.com
Andresa Ribeiro	Universidade do Algarve (UAlg), Portugal	andresa.darosci@gmail.com
Ariel Cuadro	Universidad Católica del Uruguay, Uruguay	acuadro@ucu.edu.uy
Bárbara Gonzalez	Universidade Lusófona, HEI-Lab: Laboratórios Digitais de Ambientes e Interações Humanas, Portugal; Centro de Investigação em Ciência Psicológica (CICPSI), Universidade de Lisboa, Portugal	barbara.gonzalez@ulusofona.pt

Nome	Afiliação	E-mail
Bruna Lucas	Instituto Universitário de Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida (ISPA), Portugal	
Carla Lopes		carlalopes.csjl@gmail.com
Cecilia Cracco	Universidad Católica del Uruguay, Uruguay	ccracco@ucu.edu.uy
Cláudia Canal	Universidade Federal do Espírito Santo, Brasil	claudia.pedroza@ufes.br
Daniel Costa-Ball	Universidad Católica del Uruguay, Uruguay	ccosta@ucu.edu.uy
Diana Moreira	Universidade Católica Portuguesa, Portugal	dianapatmoreira@gmail.com
Eneida Ochoa Ávila	Instituto Tecnológico de Sonora, México	eochoa@itson.edu.mx
Graciela Sousa	Universidade da Madeira, Portugal	gracielasousa99@gmail.com
Hugo Selma	Facultad de Psicología, Instituto de Psicología Clínica, Universidad de la República Uruguay (UDELAR), Uruguay	hugoselma@gmail.com

Nome	Afiliação	E-mail
Inês Borges	Instituto Universitário de Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida (ISPA), Portugal; Geração Cordão, Portugal; William James Center for Research (WJCR), ISPA, Portugal	ines.reis.borges@gmail.com
Isabel Alberto	Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Universidade de Coimbra; Laboratório de Avaliação Psicológica e Psicometria (PsyAssessmentLab), Universidade de Coimbra, Portugal	isammar15@gmail.com
Ivone Patrão	Instituto Universitário de Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida (ISPA), Portugal; Geração Cordão, Portugal; Applied Psychology Research Center Capabilities & Inclusion (APPsyCI), ISPA, Portugal	ivone_patrao@ispa.pt; ivonemartinspatrao@gmail.com
Joana Santos	Universidade do Algarve (UALg), Portugal	jcsantos@ualg.pt
João Viseu	Centro de Investigação em Educação e Psicologia (CIEP), Universidade de Évora, Portugal	joao.viseu@uevora.pt
Joaquim Ferreira	Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Universidade de Coimbra	
José da Silva	Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação, Universidade de Coimbra, Portugal	
Karolina Albuquerque		karol.arcos@gmail.com

Nome	Afiliação	E-mail
Leandro Almeida	Universidade do Minho, Portugal; Universidade Federal do Espírito Santo, Brasil	leandro@psi.uminho.pt
Leidy Chavez		leidye32@gmail.com
Maíra Fonsêca	Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa, Portugal	
Marcelino Pereira	Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação, Universidade de Coimbra, Portugal	marc.pereira@fpce.uc.pt
Márcia Laranjeira	Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa, Portugal	marcia.laranjeira@campus.ul.pt
Margarida Ribeiro	Instituto Universitário de Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida (ISPA), Portugal	margaridakr@gmail.com, 26454@alunos.ispa.pt
Margarida Pocinho	Universidade da Madeira, Portugal; Research Centre for Tourism, Sustainability and Well- being, Universidade do Algarve (CinTurs-UAlg), Portugal	mpocinho@staff.uma.pt
María Díaz	Universidad de Sevilla, España	mvaldes@us.es
María Fernanda Barba Gómez	Instituto Tecnológico de Sonora, México	mferbg95@gmail.com

Nome	Afiliação	E-mail
Maria João Afonso	Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa, Portugal	mjafonso@psicologia.ulisboa.pt
Maria João Soares	Instituto de Psicologia Médica, Faculdade de Medicina, Universidade de Coimbra, Portugal	msoares@fmed.uc.pt
María Teresa Fernández Nistal	Instituto Tecnológico de Sonora, México	mfernandez@itson.edu.mx
Maria Odília Teixeira	Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa, Portugal	moteixeira@psicologia.ulisboa.pt
Maria Paula Paixão	Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Universidade de Coimbra, Portugal	
María Guillot-Valdés	Universidad de Granada, España	mguillot@ugr.es
Mariana Guerreiro	Centro de Investigação em Turismo, Sustentabilidade e Bem-estar (CinTurs), Universidade do Algarve (UALg), Portugal	mariana.pereira.guerreiro@gmail.com
Mónica Pires	Centro de Investigação em Psicologia, Universidade Autónoma de Lisboa (CIP-UAL), Portugal	mpires@autonoma.pt
Narbal Silva	Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), Brasil	narbal.silva@ufsc.br

Nome	Afiliação	E-mail
Olga Souza-Cruz	Universidade da Maia, Portugal; Universidade do Minho, Portugal	olgasouzacruz@gmail.com
Rosa Novo	Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa, Portugal; Centro de Investigação em Ciência Psicológica (CICPSI), Universidade de Lisboa, Portugal	rnovo@psicologia.ulisboa.pt
Rui Campos	Universidade de Évora, Portugal	rcampos@uevora.pt
Sara Agrela	Universidade da Madeira, Portugal	sara.agrela@staff.uma.pt
Saúl de Jesus	Centro de Investigação em Turismo, Sustentabilidade e Bem-estar (CinTurs), Universidade do Algarve (UALg), Portugal	snjesus@ualg.pt
Sofia Sales	Universidade da Madeira, Portugal	sofia.sousa@staff.uma.pt
Soraia Garcês	Universidade da Madeira, Portugal; Research Centre for Tourism, Sustainability and Well-being of University of Algarve (CinTurs - UAlg), Portugal	soraia@staff.uma.pt
Susana Mourão	Centro de Investigação em Psicologia, Universidade Autónoma de Lisboa (CIP-UAL), Portugal	smourao@autonoma.pt

Nome	Afiliação	E-mail
Tatiane Dias		tatianelebre@gmail.com
Telma Anacleto	Agrupamento de Escolas de São Gonçalo, Portugal	telmanacleto@hotmail.com
Vera Gerpe	Faculdade de Psicologia, Universidade de Lisboa, Portugal	verarial@hotmail.com
Vicente Chirullo	Facultad de Psicología, Universidad de la República (UDELAR), Uruguay; Instituto de Fundamentos y Métodos en Psicología, Uruguay; Sociedad Uruguaya de Análisis y Modificación de la Conducta (SUAMOC), Uruguay	vchirullo@gmail.com
Victor Ortuño	Facultad de Psicología, Universidad de la República, Uruguay	victortuno@gmail.com
Viviana Alves	Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Portugal	viviana.alves.98@gmail.com
Vivien Iacob	Centro de Investigação em Turismo, Sustentabilidade e Bem-estar (CinTurs), Universidade do Algarve (UALg), Portugal	vivien_jacob@hotmail.com