



RISCOS

territorium 30 (I), 2023, 45-59

journal homepage: <https://territorium.riscos.pt/numeros-publicados/>

DOI: https://doi.org/10.14195/1647-7723_30-1_4

Artigo científico / Scientific article



LIÇÕES DA PANDEMIA COVID-19. CONFINAMENTO, A IMPORTÂNCIA DA PERCEÇÃO DE
CONTROLO-DESCONTRÓLO E RISCO DE MANIFESTAÇÃO DE DEPRESSÃO, DE ANSIEDADE E DE STRESS*

45

LESSONS FROM THE COVID-19 PANDEMIC. LOCKDOWN, THE IMPORTANCE OF THE PERCEIVED
CONTROL-LACK OF CONTROL AND THE RISK OF DEPRESSION, ANXIETY, AND STRESS

Francisco dos Santos Cardoso

UTAD - Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro (Portugal)

ORCID [0000-0002-6899-7770](https://orcid.org/0000-0002-6899-7770) fcardoso@utad.pt

RESUMO

Decorrente da pandemia COVID-19, pretendemos observar respostas psicológicas causadas pelo confinamento, com foco para importância preditora da percepção de controlo e de variáveis sociodemográficas na manifestação de depressão, ansiedade e stress. A recolha de dados foi realizada online via google forms, entre 6 e 29 abril de 2020. Participaram 303 pessoas entre os 18 e 74 anos. A prevalência, segundo a situação de confinamento, variava entre 23 % e 42 % para a ansiedade, 24 % e 51 % para a depressão e entre 26 % e 45 % para stress. A percepção de descontrolo e a mudança da situação profissional, de layoff, perda de emprego, estudo online, revelaram ser preditores e de risco para a depressão, ansiedade e stress. Ser do género feminino e ter baixa escolaridade revelaram-se preditores de ansiedade e de stress. A manutenção da situação profissional, a percepção de controlo, ser masculino (exceto para a depressão) e ter escolaridade superior revelaram ser fatores protetores. Os resultados requerem intervenções clínicas no domínio da percepção de (des)controlo e de apoio que suprimam a insegurança.

Palavras-chave: COVID-19, confinamento, depressão, ansiedade, percepção de controlo.

ABSTRACT

Following the COVID-19 pandemic, we set out to observe the psychological responses caused by the lockdown situation, focusing on the predictive importance of perceived control and sociodemographic variables in the occurrence of depression, anxiety, and stress. Data collection was conducted online via google forms, between 6 and 29 April 2020. A total of 303 people between 18 and 74 years old participated. According to the confinement status, the prevalence ranged between 23% and 42% for anxiety, 24% and 51% for depression, and between 26% and 45% for stress. The perceived lack of control and the change of professional situation, layoff, job loss, and online study, proved to be predictors and risk factors for depression, anxiety, and stress. Being female and having a low level of education proved to be predictors of anxiety and stress. Maintaining a professional situation, perceived control, being male (except for depression) and having higher education proved to be protective factors. These results require interventions that improve perceived control, fair policies, and support to suppress insecurity.

Keywords: COVID-19, outbreak, lockdown, depression, anxiety, perception of control.

O texto deste artigo foi submetido em 30-07-2022, sujeito a revisão por pares a 13-09-2022 e aceite para publicação em 30-11-2022.

Este artigo é parte integrante da Revista Territorium, n.º 30 (I), 2023, © Riscos, ISSN: 0872-8941.

Introdução

A 2 de março de 2020, o (in)esperado aconteceu: seriam registados, em Portugal, os dois primeiros casos de infecção pelo vírus SARS-CoV-2 que viria a originar a doença COVID-19. De facto, quer em Portugal quer na Europa, genericamente considerada, apesar de se ter conhecimento da descoberta do novo vírus, em Wuhan, China, desde dezembro de 2019, nunca se terá considerado, seriamente, a possibilidade de virmos a ficar sob o jugo pandémico até nos termos deparado com a sua inevitável presença. Assim, progressivamente, e de forma apressada, Itália e, sucessivamente, restantes Países europeus, viriam a se alertarem para o confronto com uma nova doença e a prepararem-se para o metamorfosar da realidade epidémica em pandémica. Factos que até então se constituíam como eventos históricos tornavam-se realidade com um crescimento de incertezas e alarmantes expectativas. Na data anteriormente referida, o anúncio dos primeiros casos, em Portugal, era acompanhado por notícias da existência confirmada de 90382 casos, 1980 novos casos e 3086 mortes a nível mundial. E a 31 de março passaria, em Portugal, a registar-se 7443 casos, 1035 novos casos, 160 óbitos e 20 novas mortes (Dados consultados em *Our World in Data*, em 25 de novembro de 2022, disponível em <https://ourworldindata.org>).

Concomitantemente, íamos assistindo a constantes comunicações sobre a progressão do vírus SARS-CoV-2, através dos média e de organismos oficiais, como a Organização Mundial de Saúde (WHO) e a Direção Geral de Saúde (DGS) bem como da sociedade civil suportadas pela *world wide web*: eram dados a conhecer números crescentes de casos de contágios e da severidade da doença, aos quais se viriam, rapidamente, a adicionar a enumeração de mortes, de perdas precoces de entes queridos, bem como o desaparecimento de personagens da *nossa história viva* e de cada sociedade.

Acrescentavam-se ainda receios devido ao aumento de contaminações em Países vizinhos, principalmente, em Espanha e Itália que suscitavam preocupações acrescidas perante a possibilidade de um aumento em progressão geométrica se tornar incontrolável e ultrapassar a capacidade de resposta dos serviços de saúde.

Imersos no surto pandémico, subitamente percebido como agudo, tiveram relevo discursos societais que patenteavam incertezas confessadas, veiculadas por especialistas, imprevisibilidades sobre a capacidade de resposta do sistemas nacionais de saúde que viram no afastamento social, na etiqueta respiratória e nos cuidados higiénicos as medidas cautelares mais ajuizadas que coletivamente se poderiam aplicar em consonância com discursos científicos. As medidas sociopolíticas e o contexto acima mencionados viriam a atribuir a responsabilidade de

comportamentos a adotar aos cidadãos, aconselhados por Taylor (2019), com ênfase para o distanciamento social e a higienização.

Subsequentemente, viria a ser adotada a medida, porventura, mais drasticamente cautelar: a declaração de estado de emergência e o confinamento, que viriam a paralisar a(s) economia(s), sob o espectro da memória não longínqua da recessão económica (2008-2015) que tardiamente deixáramos para trás, mas cujo rasto não se dissipara na sua totalidade. O mais elevado cargo da nação, em favor do espírito de luta e de missão mobilizador do País, apelaria publicamente: *Confinar em abril para ganhar maio* (cit. de memória).

Em síntese, à época, declarara-se e vivenciara-se um espectro de medos de se poder ser vítima em sim mesmo ou, em resultado do contágio, de perdas de familiares e de amigos, mas também muitas incertezas sobre a (in) viabilização das atividades profissionais, aspetos tão suscetíveis de ativarem respostas clínicas ansiogénicas, depressivas e de stress (Taylor, 2019; Taylor *et al.*, 2020), que sincronicamente viriam a ser registados a par de uma proliferação de investigações que foram surgindo. Para exemplo, refira-se que contemplando, com a restrição em título, os termos de pesquisa “COVID-19, depressão e ansiedade” de 2020 a novembro de 2022 encontravam-se registadas 1190 investigações na plataforma Scopus, cabendo 270 à psicologia.

Concentrando-nos, agora, no impacto contíguo à emergência da doença COVID-19, na manifestação das referidas perturbações psicológicas, há registos de que, durante o ano de 2020, a percentagem de pessoas da população geral, de ambos os géneros, que manifestaram indicadores clínicos de depressão e de ansiedade, durante a primeira onda, o primeiro aplanar da curva pandémica, e entre outubro e dezembro (período da segunda e terceira ondas), seriam, respetivamente, para a depressão de 38,6%, 27,9%, 63,3%, e para a ansiedade de 32,0%, 30,2%, 56,4%; e que cerca de 43% das mulheres e 33% dos homens manifestavam níveis de stress peritraumático (Cardoso, 2021). Ainda relativamente ao período do fim da 1ª onda, cerca de 42% profissionais de saúde manifestavam níveis ligeiro e moderado e 6.5% nível severo de stress peritraumático (Pinto e Cardoso, 2021). Também importantes registos foram realizados pelo INSA, Instituto Nacional Ricardo Jorge (Almeida *et al.*, 2020) constatando que, considerando os níveis moderado e grave, 26,4% manifestavam depressão e 30,8% ansiedade; além disso, 26,2% de pessoas apresentavam sintomas de stress traumático. Valores que excedem bastante os registos observados em época anterior à pandemia, respeitantes ao 1º relatório epidemiológico de saúde mental publicado em 2013: para a depressão 16,4% e para a ansiedade de 7,9%, não incluindo, este, indicadores de stress (Carvalho,

2017; Caldas de Almeida, 2018). Os níveis de stress peritraumático também foram comuns, em diferentes populações, dos quais são exemplo, em Itália (Bonatti *et al.*, 2021), no Brasil (Antonelli-Ponti, *et al.*, 2020) e na China (Qiu, 2020). Refira-se ainda que as manifestações clínicas assinaladas foram identificadas como estando relacionadas com *burnout* (Duarte, *et al.*, 2020; Serrão *et al.*, 2020).

Relativamente a variáveis preditoras e de percepção de risco em contexto pandémico, os resultados são diversos, como salientaram Raifman e Raifman (2020) e Zhao *et al.* (2021). Os primeiros autores referindo-se ao adoecer genérico perante o SARS-CoV-2, mencionaram haver disparidades de fatores, consoante a etnia e rendimento económico; os segundos, centrando-se na manifestação de perturbações psicológicas, através da metodologia de *machine learning* (ML), a qual permite sintetizar resultados, neste caso aplicada a amostras de 12 países, concluíram que os melhores preditores eram a idade jovem, o género feminino e o estatuto civil de solteira. Com a mesma metodologia (ML) Prout *et al.* (2020), assinalaram, como preditores, a somatização e a não confiança nos “mecanismos” de proteção, ao passo que Flesia *et al.* (2020) referiram a estabilidade emocional, o autocontrolo, o estilo de *coping* e o locus de controlo interno como fatores protetores.

Considerando a variável controlo percebido ou atitudinal, sobressaem o locus de controlo externo (LCE), relacionado com a gestão de saúde, a par de elevados níveis de ansiedade, relacionada com o aumento de percepção de risco perante a COVID-19 (Tagini *et al.*, 2021), enquanto Baroncelli *et al.* (2022) relacionam o LCE com o afeto negativo. A instabilidade económica, andar em tratamento psicológico prévio e, novamente, ser mulher foram identificados numa ampla amostra de Oman, população de diferente padrão cultural (Sinawi *et al.*, 2020).

Para a investigação que iremos apresentar, demos ênfase à análise da importância preditiva da percepção de controlo da situação gerada pelo confinamento. A importância do controlo tem já uma longa história, porquanto desde de Rotter (1966; 1990) se conhece a importância de expectativas e de locus de controlo (interno vs externo); de Bandura (1986) o papel da “agenda de tarefas de vida” (*human agency*) e da percepção de auto-eficácia e de Seligman (Maier e Seligman, 1976) as respostas depressivas decorrentes da percepção de ineficácia e da desesperança aprendida (*learned helplessness*). Em suma, todas estas variáveis respeitam ao controlo percebido e à eficácia da ação em situação.

Com essa finalidade, lançamos o projeto “Conhecimento de padrões de resposta psicológica acerca da COVID-19 e de confinamento” o qual integra o estudo que agora se apresenta, com uma dupla finalidade: 1. Observar os níveis de severidade e de prevalência das perturbações

psicológicas concomitantes ao confinamento derivadas da mudança da situação profissional ou ocupacional e por género. 2. Analisar se o confinamento operacionalizado pelas mudanças decorrentes, a percepção de controlo da situação e variáveis sociodemográficas eram fatores preditores e de risco de manifestação de depressão, de ansiedade e de stress. Entendendo estas variáveis como custos psicológicos e o risco como função do aumento da probabilidade de manifestação desses indicadores clínicos. Para a prossecução deste objetivo precisávamos de identificar uma variável que tivesse sido diretamente originada pelo confinamento dada a situação pandémica, elegendo, com esse fim, a mudança do exercício de atividade ocupacional ou da situação profissional, por nos permitir identificar diferentes situações sociais definidas por: a) Profissionais que suspenderam a sua atividade profissional, nas modalidades de layoff e desemprego; b) Profissionais que continuaram a sua normal laboração profissional ou a substituíram por teletrabalho; e c) Estudantes em ensino online.

Método

Participantes

Entre 6 de abril e 29 de abril de 2020, responderam positivamente ao convite para preenchimento dos questionários, divulgados via *google forms*, 303 participantes, cujas idades variavam entre os 18 e os 74 anos de idade; 223 eram do género feminino, $M = 33,3$ e $DP = 12,9$; 80 eram do género masculino, $M = 37,4$ e $DP = 15,2$ (três participantes foram excluídos por não cumprirem o critério de inclusão: terem igual ou mais de 18 anos de idade). Dos respondentes, cerca de 54,5% eram solteiros, 38,9% casados ou a viver maritalmente; 5,9% divorciados ou separados e 6,6% viúvos. 25,4% tinham 12 anos de escolaridade, 43,9% frequentavam ou tinham concluído o 1º ciclo de ensino superior; 20,8% o 2º ciclo e 9,9% tinham o doutoramento concluído. Da situação profissional, em função da pandemia, foi possível apurar que, entre os participantes, 35% eram estudantes em tele-ensino; 43% mantinham a sua atividade profissional; 16,5% tinham parado a sua atividade e 4,6% constituíam grupos diversos, desde uma pessoa que não trabalhava, por opção, a 8 empresários/profissionais liberais com atividade a funcionar e 5 em situação não esclarecida. Relativamente à região, 78,9% eram da região norte, 7,3%, da região centro, 13,2% da região sul e 0,7% das ilhas, Açores e Madeira.

Instrumentos

Para a mensuração de depressão, ansiedade e de stress aplicámos a versão curta da “*depression, anxiety and stress scale* (DASS-21)”, versão adaptada por Pais Ribeiro *et al.* (2004), elaborada a partir da DASS-42 de Lovibond

e Lovibond (1995). É composta por três secções de 7 itens cada, medidos numa escala de 4 intervalos: de “Não se aplica nada a mim” (0) a “Aplica-se a mim a maior parte do tempo” (3); variando a pontuação total, por subescala, entre zero e 21, permite classificar os respondentes, com diferentes pontos de corte, em 5 categorias: ‘normal’, ‘ligeiro’, ‘moderado’, ‘severo’ e ‘extremamente severo’. Os autores da versão original e Henry e Crawford (2005), realizaram estudos psicométricos da correspondência entre as duas versões, entre as formas de 21 e de 42 itens. Para a classificação clínica, os autores indicam que se deve proceder à conversão da forma 21 itens para a versão de 42 itens (DASS-42), através da duplicação da pontuação, servindo esta, a DASS-21 duplicada (DASS-21D), de critério com os seguintes pontos de corte: Depressão: ≤ 9 normal, ≤ 13 ligeiro, ≤ 20 moderado, ≤ 27 severo, ≥ 28 extremamente severo; Ansiedade: ≤ 7 normal, ≤ 9 ligeiro, ≤ 14 , ≤ 19 , ≥ 20 ; Stress: ≤ 14 , ≤ 18 , ≤ 25 , ≤ 33 , ≥ 34 .

Em Portugal têm existido alguns estudos psicométricos com bons indicadores de fidedignidade, pelos índices de Alfa de Cronbach, respetivamente, para a depressão, ansiedade e stress: 0,85, 0,74, 0,81 (e.g., Pais-Ribeiro *et al.*, 2004). Na presente investigação registamos os seguintes valores: Depressão 0,86, Ansiedade 0,83, stress 0,89; e 0,93 para escala total; valor que indica que a DASS-21 também poderá ser tomada como índice global de *distress*.

Para a medida da perceção de *controlo-descontrolo* da situação vivenciada aplicámos uma escala, com um único item, de 10 intervalos, variando entre muita perceção de descontrolo da situação (1; *Sinto/tenho uma sensação de descontrolo e desamparo*) e muita perceção de controlo (10; *Sinto que tenho controlo da situação e do futuro*), correspondendo o ponto intermédio (5) a um valor de indecisão ou neutro. Os participantes eram informados de que quanto mais se aproximassem das extremidades maior seria a perceção dessa qualidade e que o ponto intermédio representava “*não sei ou indecisão de opção*” (posteriormente, para os modelos de regressão logística e para maior clareza de raciocínio, invertimos o sentido da cotação).

Procedimentos de recolha de dados

Esta investigação foi aprovada pela comissão de ética DOC-24-CE da Universidade respetiva. A recolha de dados foi realizada entre 4 e 29 de abril de 2020. O protocolo de investigação foi colocado, via *google forms*, nas redes sociais com convite à participação. No fim do preenchimento, cada participante recebia uma mensagem a solicitar que enviasse o link do *google forms* a um seu contacto, originando-se, assim, o efeito de bola-de-neve. O protocolo era precedido de um consentimento informado o qual assegurava anonimato e apelava à genuína voluntariedade.

Procedimentos de análise estatística (Data Analysis)

Em primeiro lugar, procedemos à formação dos grupos de comparação identificando os participantes que não alteraram a sua situação profissional ou que ficaram em teletrabalho (grupo Ativo); os profissionais que ficaram na situação de layoff ou em desemprego (grupo Inativo); e Estudantes em situação de ensino online. Descrevemos e comparamos os grupos nos valores de depressão, de ansiedade e de stress; os cálculos foram realizados com a duplicação dos valores obtidos na escala DASS-21, conforme instrução dos autores; posteriormente, calculámos a prevalência de indicadores dessas perturbações e as médias de severidade respetivas. Finalmente, procedemos aos modelos de regressão logística, por blocos 1 e 2.

As variáveis preditas foram dicotomizadas, segundo a pontuação na escala DASS-21 duplicada: Depressão, Grupo Normal ≤ 9 (referência); Grupo Depressão ≥ 10 ; Variável predita: Ansiedade: Grupo Normal ≤ 7 (referência); Grupo Ansiedade ≥ 8 . Stress: Grupo Normal ≤ 14 (referência); Grupo Stress ≥ 15 .

As variáveis preditoras, que constituíram o bloco 1, foram: a) Mudança da situação profissional/ocupacional, operacionalizada pelos grupos: Ativo (referência), Inativo e Estudante; b) Percepção de controlo-descontrolo da situação, variando no contínuo entre controlo (1) e perceção de descontrolo (10) (Para estes cálculos e para facilidade de raciocínio invertimos o sentido da cotação relativamente aos dados da TABELA I). Bloco 2. Introdução das variáveis sociodemográficas, género, idade, estado civil e nível de escolaridade. Posteriormente, analisámos a probabilidade estimada de manifestação de depressão, ansiedade e stress em função da variação de um desvio padrão nas variáveis preditoras dos modelos finais. Para a avaliação da magnitude do efeito tomámos como referência os testes de McFaden e de Nagelkerk (usualmente designados por *pseudo R*) e o *Odds Ratio* (OR) ou razão de proporção. Finalmente, consideramos os pressupostos requeridos por esta análise, como multicolinearidade, o fator de inflação da variância, (*VIF-variance inflation factor*), a tolerância e a autocorrelação. Como nível de significância estatística aplicamos o valor de rejeição canónico de $\alpha > 0.5$. Software: RStudio 2022.07.2+576. The R Foundation for Statistical Computing <http://www.R-project.org>.

Resultados

Na TABELA I encontram-se os grupos de comparação: Os participantes que mantiveram a situação profissional, incluindo teletrabalho, foram designados como grupo Ativo, e ficou constituído por 132 participantes. Os confinados que ficaram sem emprego ou em layoff,

foram designados como grupo Inativo e ficou constituído por 50 participantes; e Estudante em situação online, por 107 participantes. Os restantes participantes ($n = 14$), por carência de informação, foram excluídos para este efeito. As medidas de depressão (Assimetria = 1,270; Curtose = 1,770) e de ansiedade (Assimetria = 1,580; Curtose = 2,250) no grupo Ativo, assim como o grupo Inativo na medida de ansiedade (Assimetria = 1,41; Curtose = 1,37), não cumpriam uma distribuição normal, considerando o parâmetro de desvio de ± 1 .

A comparação grupo a grupo (teste *post hoc* Dwass-Steel-Critchlow-Fligner pairwise) registou diferenças estatisticamente significativas para a depressão entre os grupos: Ativo e Inativo ($W = 5,165$, $p < 0,001$), entre Ativo e Estudante ($W = 7537$, $p < 0,001$), mas não entre Inativo e Estudante ($W = 0,885$, $p = 0,806$). Para a ansiedade uma diferença estatística significativa entre Ativo e Estudante ($W = 3,822$, $p = 0,019$) mas não para as restantes comparações (Ativo - Inativo, $W = 0,0503$, $p = 0,999$; Inativo - Estudante, $W = 2,564$, $p = 0,165$). Para o stress foi registado um padrão semelhante: uma diferença significativa entre os grupos Ativo - Estudante, mas não para os restantes grupos (Ativo - Inativo, $W = 1,86$, $p = 0,386$; Inativo - Estudante, $W = 2,15$, $p = 0,281$). Será digno de nota referir que os valores das

médias de severidade, por grupo, registados na TABELA I, por englobarem os participantes que pontuam no nível normal são inferiores à média da severidade realmente vivenciada. Por conseguinte, a avaliação da severidade deverá ser realizada com a exclusão dos participantes que pontuem nível normal, indicando ausência de perturbação; i.e., ≤ 9 na depressão; ≤ 7 na ansiedade e ≤ 14 em stress. Esses cálculos encontram-se na tabela II, que a seguir se apresenta. Assim, observamos que a severidade média realmente vivenciada pelos participantes se situava no patamar moderado, segundo patamar clínico mensurado pela escala aplicada; nível que para a depressão varia entre 14 e 20; para a ansiedade entre 10 e 14 e para o stress entre 19 e 25.

A percentagem de participantes que apresentavam quaisquer sintomas clínicos, englobando todos os níveis de ligeiro a extremamente severo, no grupo Ativo rondava os 25% para a depressão, ansiedade e stress; nos grupos Inativo e Estudante o número de participantes rondavam os 50% para a depressão; sendo que cerca de 34% do grupo Inativo manifestava ansiedade e stress; e no grupo Estudante cerca de 42% e 45%, respetivamente. Valores estatisticamente significativos, variando o coeficiente V de Cramer entre .26 para a depressão, .18 e .17 para a ansiedade e o stress (TABELA II).

TABELA I - Indicadores clínicos observados segundo situação profissional decorrente do confinamento.

TABLE I - Clinical indicators according to occupational status resulting from lockdown.

Situação profissional		M $\pm$ DP	EP	Min. e Max. observados	(ANOVA) Kruskal-Wallis
Depressão	Ativo (n=132)	6,35 $\pm$ 5,95	0,518	0 - 28	$\chi^2(2) = 32,08$, $p < .001$, $\epsilon^2 = 0,1114$
	Inativo (n= 50)	11,2 $\pm$ 8,78	1,24	0 - 34	
	Estudante(n=107)	12,0 $\pm$ 8,77	0,848	0 - 38	
Ansiedade	Ativo	4,64 $\pm$ 5,56	0,484	0 - 26	$\chi^2(2) = 7,86$, $p = .020$, $\epsilon^2 = 0,0273$
	Inativo	5,44 $\pm$ 6,95	0,983	0 - 26	
	Estudante	7,42 $\pm$ 7,61	0,736	0 - 30	
Stress	Ativo	11,0 $\pm$ 7,84	0,682	0 - 36	$\chi^2(2) = 12,95$, $p = .002$, $\epsilon^2 = 0,045$
	Inativo	12,7 $\pm$ 7,61	1,08	0 - 30	
	Estudante	15,6 $\pm$ 9,98	0,964	0 - 42	
Perceção de controlo (1) vs Descontrolo (10)	Ativo	6,41 $\pm$ 2,21	0,192	1 - 10	$\chi^2(2) = 23,2$, $p < .001$, $\epsilon^2 = 0,081$
	Inativo	5,32 $\pm$ 2,37	0,335	1 - 10	
	Estudante	5,03 $\pm$ 2,21	0,213	1 - 10	

M $\pm$ DP - média $\pm$ Desvio padrão. EP - Erro padrão da média. Valores da DASS-21 duplicada.

M $\pm$ DP - Mean $\pm$ Standard deviation; EP - Standard error of mean. Doubled DASS-21

TABELA II - Prevalência (%) de Depressão, Ansiedade e de Stress Segundo os Grupos e Média de Severidade, excluindo os Participantes do Nível Normal.

TABLE II - Prevalence (%) of Depression, Anxiety and Stress According to the Groups and Mean of Severity, excluding Normal Level Participants.

	Ativo (N=132)	Inativo (desemp.layoff) (N=50)	Estudante (N=107)	
Depressão	(32) 24,2 % 14,8 $\pm$ 5,02	(24) 48,0 % 18,3 $\pm$ 7,33	(55) 51,4 % 19,0 $\pm$ 6,64	Dep., $\chi^2(2) = 20,8$, $p < .001$; Cramer V = ,26
Ansiedade	(31) 23,5 % 13,1 $\pm$ 4,81	(17) 34,0 % 13,8 $\pm$ 5,70	(45) 42,1 % 14,8 $\pm$ 5,99	Ans., $\chi^2(2) = 9,43$, $p = .009$ Cramer V = ,181;
Stress	(35) 26,5 % 21 $\pm$ 5,54	(17) 34,0 % 21,8 $\pm$ 3,37	(48) 44,9 % 24,6 $\pm$ 6,94	Stress, $\chi^2(2) = 8,80$, $p = .012$; Cramer V = ,174

(n) % intra grupo; M $\pm$ DP

Considerando, agora, somente os níveis severo e extremamente severo, entre os participantes que apresentavam sintomatologia (números entre parênteses da Tabela II, para cada quadro clínico), no grupo Ativo havia cerca de 15,6% participantes com depressão, 22,6% com ansiedade e 20% com stress. No grupo Inativo havia cerca de 29,2% com depressão, 29,4% com ansiedade e 17,6 com stress; e no grupo Estudante havia 32,7% participantes com depressão, 44,4% com ansiedade e 37,5% com stress; relembre-se que estes valores respeitam aos níveis extremos de severidade.

Comparações por género da amostra total (n=303; 223 mulheres e 80 homens). Para este cálculo agregamos os níveis ‘ligeiro-moderado’ e ‘Severo-Extremamente Severo’. Nas figuras 1, 2 e 3, pode-se observar os níveis de severidade por género. Para a *depressão* com sintomas ligeiros-moderados registaram-se 30,9 % (n = 69) mulheres e 21,3 % (n = 17) homens; Com sintomas severos 10,3% (n = 23) mulheres e 10% (n = 8) homens, não existindo diferenças significativas de proporção entre os géneros, $\chi^2(2) = 2.91$, $p = .23$. Para a *ansiedade*, para o nível ligeiro-moderado, havia 24,7% (n = 55) mulheres e (n = 10) 12,5% homens; Com sintomas severos 13% (n = 29) mulheres e 3,8% (n = 3) homens; para esta perturbação foi encontrado efeito de género: $\chi^2(2) = 12,8$ $p = 0,002$, Cramer V = 0,20. Por fim, para *Stress*, foram registados para o nível Ligeiro-moderado, 28,8% (n = 64) mulheres e 16,3% (n = 13) homens; e para o nível severo 11,7% (n = 26) mulheres e 3,8% (n = 3) homens; também para esta perturbação foi encontrado efeito de género: $\chi^2(2) = 11.2$, $p = 0,004$, Cramer V = 0,192.

Preditores de depressão

Bloco 1. O modelo global contendo as variáveis grupo: Ativo, Inativo e Estudante e percepção de perda controlo vs controlo, contra a constante, foi estatisticamente significativa, $\chi^2(3,289) = 71,7$, $p < 0,001$; indicando

capacidade de diferenciar participantes pertencentes às diferentes categorias em análise. Os valores (pseudo R^2) de McFadden, $R^2_{McF} = 0,186$, e de Nagelkerk, $R^2_N = 0,299$, apresentaram um ganho entre 43% e 55% para a predição desejada comparativamente com o modelo nulo. O teste de razão de verossimilhança (*Omnibus likelihood ratio test*), aplicado aos preditores situação ocupacional, $\chi^2(2, 289) = 7,89$, $p = 0,019$, e percepção de descontrolo, $\chi^2(1, 289) = 50,48$, $p < ,001$, registou, em ambos, valores estatisticamente significativos. O *odds ratio* (a razão de proporção entre registo de depressão vs não depressão) para os grupos Inativo e Estudante foram, respetivamente, de 2,16 [1,013; 4,61] e 2,24 [1,221; 4,102] indicando que nestes grupos a percentagem de deprimidos é ligeiramente mais do dobro do que no grupo de referência, o grupo ativo. Considerando a percepção de controlo-descontrolo verificámos que ao aumento de uma unidade de percepção de descontrolo o *odds* aumentará 1,547 [1,355; 1,767] unidades na variável predita; i.e., cerca de 55% (TABELA III).

Bloco 2. introdução das variáveis sociodemográficas (VSD): idade, género, estado civil, nível educacional. A inserção das variáveis sociodemográficas não produziu acréscimo significativo ao modelo: M1- M2, $\chi^2(7,289) = 7,15$, $p = 0,413$; O que é confirmado pela análise do teste de razão de verossimilhança, pois somente o preditor controlo-descontrolo registou valores significantes, $\chi^2(1) = 51,171$, $p < ,001$. Por consequência, rejeitámos o modelo com as VSD.

Probabilidade estimada. Em termos de probabilidade estimada (p) para uma percepção intermédia (ou de indecisão) de percepção de controlo-descontrolo, $M = 5,29$, $DP = 2,32$, os grupos Ativo, Inativo e Estudante registaram, respetivamente, **26,1%**, $SE = 0,043$ [0,186; 0,353], **43,3%**, $SE = 0,779$ [0,291; 0,587] e **44,2%**, $SE = 0,054$ [0,341; 0,548] probabilidades de reportarem depressão.

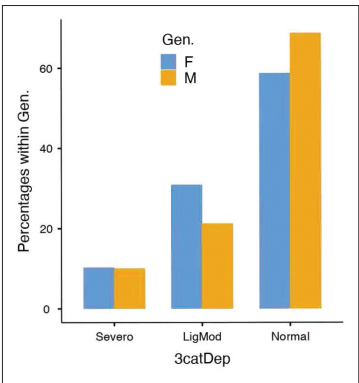


Fig. 1 - Depressão. Percentagens de severidade por género.

Fig. 1 - Depression. Percentage of severity by gender.

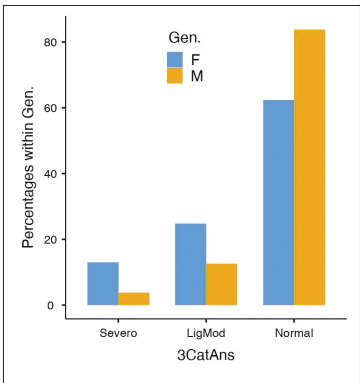


Fig. 2 - Ansiedade. Percentagens de severidade por género.

Fig. 2 - Anxiety. Percentage of severity by gender.

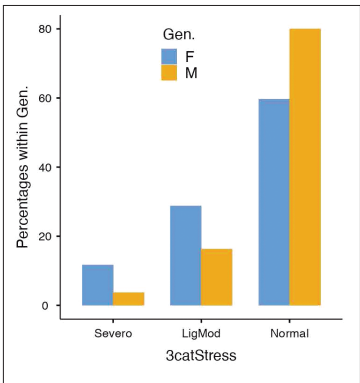


Fig. 3 - Stresse. Percentagens de severidade por género.

Fig. 3 - Stress. Percentage of severity by gender.

TABELA III - Sumário da regressão logística para a estimação da depressão.

TABLE III - Summary of logistic regression predicting depression.

Predictor	B	95% CI		EP	Z	p	OR	95% CI	
		LI	LS					LI	LS
Intercept	-3,349	-4,191	-2,506	0,430	-7,790	<,001	0,035	0,015	0,082
SitProf.									
Inativo-Ativo	0,770	0,013	1,528	0,387	1,990	0,046	2,161	1,013	4,609
Estudante - Ativo	0,806	0,200	1,412	0,309	2,610	0,009	2,238	1,221	4,103
Desc10Cont1	0,436	0,304	0,569	0,068	6,440	<,001	1,547	1,355	1,767

O coeficiente B representa o logaritmo do odds ratio (OR) da “Norm0Dep1 = Dep” vs. “Norm0Dep1 = Norm”; LI e LS - limites inferior e superior do intervalo de confiança; EP - Erro padrão; Z e p - estatísticas de fidedignidade do modelo; OR, razão de proporção entre as respetivas variáveis.

Estimates (B) represent the log odds of “Norm0Dep1 = Dep” vs. “Norm0Dep1 = Norm”; CI -Confidence interval; LI -lower limit; LS -Upper limit, OR - Odds Ratio.

Se considerarmos o aumento de um desvio padrão no sentido da perceção de descontrolo, $M = 7,61$, a probabilidade aumentará, respetivamente, para: Ativo, **49,3%**, $SE = 0,067$ [0,366; 0,621]; Inativo, **67,8%**, $SE = 0,074$ [0,519; 0,804]; Estudante, **68,5%**, $SE = 0,052$ [0,576; 0,777]. Porém, se considerarmos a diminuição de um desvio padrão, correspondente, agora, ao aumento da perceção de controlo, $M = 2,97$, a probabilidade de manifestação de depressão diminuirá para cerca de: Ativo, **11,4%**, $SE = 0,028$ [0,069; 0,181]; Inativo, **21,7%**, $SE = 0,062$ [0,119; 0,363]; Estudante, **22,3%**, $SE = 0,051$ [0,139; 0,338].

Conclusão: Estes resultados, globalmente considerados, para além de evidenciarem a importância da perceção de controlo da situação como fator protector e de descontrolo como de risco, evidenciam também uma maior vulnerabilidade para os grupos Inativo e Estudante para manifestarem depressão, independentemente do género.

Preditores de ansiedade

Bloco 1. O modelo global, com as variáveis preditoras mudança da situação profissional e perceção de controlo-descontrolo, contra a constante, foi estatisticamente significativa, $\chi^2(3,289) = 35,2$, $p < ,001$, indicando capacidade de diferenciar participantes pertencentes às diferentes categorias em análise. Considerando os pseudo R, $R^2_{MCF} = 0,0969$ e $R^2_N = 0,160$, o modelo apresenta um ganho entre 31% e 40% como valor preditivo. No entanto, o teste de razão de verosimilhança para o preditor situação profissional, Ativo vs Inativo/Estudante, $\chi^2(2,289) = 2,94$, $p = 0,230$, não identificou significância estatística, pelo foi retirado da equação. Outrossim sucedeu para o preditor controlo-descontrolo, $\chi^2(1,289) = 25,70$, $p < ,001$.

Bloco 2. Após a retirada do preditor situação profissional inserimos as variáveis sociodemográficas. O modelo global, contemplando as variáveis preditoras perceção de controlo (bloco 1, $\chi^2(1) = 30,3$, $p < ,001$) e os

preditores idade, género, estado civil e nível escolar (bloco 2, $\chi^2(8,289) = 52,0$, $p < ,001$), registou um ganho entre 37,2% e 47,2%; $R^2_{MCF} = 0,1385$, $R^2_N = 0,223$, relativamente ao modelo nulo, indicando capacidade de diferenciar participantes pertencentes às diferentes categorias em análise. A diferença entre os modelos, M1-M2, é significativa $\chi^2(7,289) = 21,7$, $p = 0,003$. Porém, na prova do teste de razão de verosimilhança, das variáveis sociodemográficas, apenas a variável género registou valores significativos, $\chi^2(1,289) = 14,233$, $p < ,001$. Apesar disso, pela observação do contributo individual, vimos que a comparação do nível escolar ensino superior vs básico poderia ser considerada em um modelo posterior, Z (Wald Test) = -2024, $p = 0,043$, OR = 0,0403 [0,167; 0,971]. Por esta razão, construímos um modelo que contemplasse as variáveis perceção de controlo-descontrolo, género e nível ensino universitário vs ensino básico.

Modelo final. Percepção de controlo-descontrolo, género e nível escolar (Universitário vs básico).

O modelo final, com os preditores perceção de controlo vs descontrolo, género e ensino universitário vs básico, registou um ganho relativamente ao modelo nulo, entre 41,2% e 51,3%, $R^2_{MCF} = 0,0169$, $R^2_N = 0,263$; M1-M2 = $\chi^2(2) = 16,2$, $p < ,001$. O teste de razão de verosimilhança produziu valores significantes: Controlo-descontrolo, $\chi^2(1) = 15,42$, $p < ,001$; género, $\chi^2(1) = 12,71$, $p < ,001$; nível escolar, $\chi^2(2) = 5,73$, $p = 0,017$.

Odds ratio. Considerando o OR a manifestação de ansiedade é mais de quatro vezes superior para o género feminino, OR = 5,31 [1,905; 14,795], comparativamente com o masculino. Respeitante à perceção de controlo-descontrolo, podemos ver que por cada aumento de uma unidade na perceção de descontrolo a manifestação de ansiedade cresce cerca de 37%; OR = 1,37 [1,162; 1,632]. Por sua vez, a comparação nível escolar básico com o universitário o odds ratio diminui para cerca de 60%, OR = 0,398 [0,185; 0,853], no reporte de ansiedade (TABELA IV).

TABELA IV - Sumário da regressão logística para a estimação da ansiedade.

TABLE IV - Summary of logistic regression predicting anxiety.

Predictor	B	95% CI		SE	Z	p	OR	95% CI	
		LI	LS					LI	LS
Intercept	-3,478	-4,910	-2,045	0,7310	-4,76	<,001	0,0309	0,00737	0,129
Des10Ctro1	0,320	0,150	0,490	0,0866	3,70	<,001	1,3771	1,16219	1,632
Género									
F-M	1,670	0,645	2,694	0,5228	3,19	0,001	5,3103	1,90596	14,795
Univ-Basic	-0,921	-1,684	-0,159	0,3891	-2,37	0,018	0,3981	0,18569	0,853

O coeficiente B representa o logaritmo do odds ratio (OR) da “Ansiedade vs. Normal”; LI e LS - limites inferior e superior do intervalo de confiança; EP - Erro padrão; Z e p - estatísticas de fidedignidade do modelo; OR, razão de proporção entre as respetivas variáveis.

Estimates (B) represent the log odds of “Anxiety vs. Normal”; CI -Confidence interval; LI -lower limit; LS -Uper limit, OR - Odds Ratio

Respeitante à probabilidade estimada ($Prob_{est}$), considerando os efeitos de interação e para uma perceção de controlo-descontrolo, ao nível de indecisão, $M = 5,02$, $DP = 2,35$, os grupos masculino vs básico*universitário e feminino vs básico*universitário têm, respetivamente: $Masc_{basic} = 13,4\%$, $SE = 0,056$ [0,056; 0,286]; $Masc_{Univ.} = 5,8\%$, $SE = 0,030$ [0,020; 0,154]; $Fem_{basic} = 45\%$, $SE = 0,074$ [0,313; 0,595]; $Fem_{Univ.} = 24,6\%$, $SE = 0,051$ [0,159; 0,360] de probabilidade de registarem valores de ansiedade. Considerando o aumento de um desvio padrão, $M = 7,37$, na perceção de descontrolo, a probabilidade estimada passará a ser, respetivamente: $Masc_{basic} = 24,6\%$, $SE = 0,089$ [0,113; 0,454]; $Masc_{Univ.} = 11,5\%$, $SE = 0,056$ [0,042; 0,277]; $Fem_{basic} = 63,4\%$, $SE = 0,077$ [0,474; 0,769]; $Fem_{Univ.} = 40,8\%$, $SE = 0,079$ [0,266; 0,567]. Em oposição, se considerarmos a diminuição em um desvio padrão, $M = 2,68$, na perceção de descontrolo, i.e., o aumento da perceção de controlo, a probabilidade de manifestação de ansiedade diminui, como mostram os seguintes resultados: $Masc_{basic} = 6,8\%$, $SE = 0,036$ [0,023; 0,182]; $Masc_{Univ.} = 2,8\%$, $SE = 0,017$ [0,008; 0,089]; $Fem_{basic} = 27,9\%$, $SE = 0,077$, [0,153; 0,451]; $Fem_{Univ.} = 13,3\%$, $SE = 0,041$ [0,070; 0,237].

Conclusão: Tomados no seu conjunto, estes resultados colocam em evidência uma maior vulnerabilidade para o género feminino e a importância da formação superior, como fator protetor, assim como, uma vez mais, a importância da perceção de controlo como fator protetor e a perceção de descontrolo como fator de incremento de ansiedade.

Preditores de Stress

Bloco 1. O modelo global, contendo as variáveis *situação ocupacional e perceção de controlo-descontrolo* contra a constante, foi significativo, $\chi^2(3) = 38,9$, $p = 0,01$, distinguindo os grupos das categorias em análise. Pela análise dos pseudo R, $R^2_{McF} = 0,104$, $R^2_N = 0,174$, o modelo apresenta um ganho entre 32,2% e 41,7% como valor preditivo, relativamente ao modelo nulo. No entanto, pela análise do teste de razão de verosimilhança, apenas o preditor perceção de controlo-descontrolo registou valores significativos, $\chi^2(1) = 30,11$, $p < ,001$.

Bloco 2. Introdução das variáveis sociodemográficas. Prosseguimos com a retirada da situação ocupacional e com a introdução das variáveis sociodemográficas: género, idade, estado civil e nível escolar. A comparação dos dois modelos produziu um resultado no limiar de estatisticamente significativo, $M1-M2 = \chi^2(1)$, $p = .054$. Este modelo, apesar de revelar ganhos relativos ao modelo anterior, $R^2_{McF} = 0,147$, $R^2_N = 0,238$, no teste de razão de verosimilhança para além do preditor perceção de controlo, $\chi^2(1) = 132.787$, $p < ,001$, somente o género registou significância estatística, $\chi^2(1) = 11.036$, $p < ,001$. Assim, o modelo final viria a contemplar apenas estes dois preditores.

Modelo final. O modelo final, $\chi^2(2,289) = 47,6$, $p < ,001$, com os preditores perceção de controlo-descontrolo e género, registou um ganho relativamente ao modelo nulo, entre 34,8%, e 44,7 %, $R^2_{McF} = 0,121$, $R^2_N = 0,20$. Teste de razão de verosimilhança: Controlo-descontrolo, $\chi^2(1)$, 36,1, $p < .001$; género, $\chi^2(1)$, 12.6, $p < ,001$ (TABELA V).

Odds Ratio. Conforme se pode ver na TABELA V, por cada aumento de uma unidade de perceção de descontrolo o OR aumenta um fator de 1,41 [1,250; 1,589], i.e., cerca de 41% em favor da manifestação de ansiedade. Além disso, quando se considera o género feminino, comparado com o masculino, o OR aumenta um fator de 3,04 [1,587; 5,817] o que equivale a um aumento cerca de 200%.

Em termos de probabilidade estimada ($Prob_{est}$), considerando os efeitos de interação e para uma perceção média de controlo-descontrolo, $M = 5,30$, $DP = 2,31$, o género masculino tem cerca 17,4% de probabilidade de manifestar ansiedade, $SE = 0,043$ [0,105; 0,275] e o género feminino tem cerca de 39%, $SE = 0,035$, [0,342; 0,460]. Considerando o aumento ou diminuição de um desvio padrão no valor da média, a ansiedade aumentará ou diminuirá, em ambos os géneros, segundo as seguintes probabilidades, respetivamente: para $M = 7,61$; $Masc. Prob_{est} = 31,7\%$, $Fem. Prob_{est} = 58,6\%$; para $M = 2,99$, $Masc. Prob_{est} = 8,7\%$, $Fem. Prob_{est} = 22,5\%$.

Conclusão: Estes resultados, globalmente considerados, para além de também evidenciarem a importância da

TABELA V - Sumário da regressão logística para a estimação de stress.

TABLE V - Summary of logistic regression predicting stress.

Predictor	B	95% CI		SE	Z	p	OR	95% CI	
		LI	LS					LI	LS
Intercept	-3,379	-4,330	-2,428	0,4854	-6,96	<,001	0,0341	0,0132	0,0882
Dsc10Cont1	0,344	0,223	0,464	0,0612	5,61	<,001	1,4099	1,2504	1,5897
Género									
F-M	1,111	0,462	1,761	0,3313	3,35	<,001	3,0388	1,5873	5,8174

O coeficiente B representa o logaritmo do odds ratio (OR) da “Stress vs. Normal”; LI e LS - limites inferior e superior do intervalo de confiança; EP - Erro padrão; Z e p - estatísticas de fidedignidade do modelo; OR, razão de proporção entre as respetivas variáveis.

Estimates (B) represent the log odds of “Stress vs. Normal”; CI -Confidence interval; LI -lower limit; LS -Upper limit, OR - Odds Ratio.

perceção de controlo da situação como fator protetor e de descontrolo como de risco, corroboram uma maior vulnerabilidade para o género feminino.

Discussão

Recapitulando, analisámos valores de severidade e de prevalência de respostas psicológicas e, em segundo lugar, analisámos o efeito de confinamento, operacionalizado pelas variáveis mudança da situação profissional ou de ocupação, bem como a importância da perceção de descontrolo como preditor para as manifestações clínicas de depressão, ansiedade e stress consequentes da primeira onda pandémica. Concomitantemente, e para o mesmo efeito, analisámos o poder preditor das variáveis sociodemográficas.

Observamos que os valores de severidade e de prevalência de depressão, ansiedade e de stress, superavam, em muito, valores registados de estudos epidemiológicos realizados em Portugal, em época anterior à pandemia (Caldas de Almeida e Xavier, 2013; Carvalho, 2017) o que corrobora que as respostas psicológicas terão sido consequentes da referida situação de pandemia que se estava a vivenciar.

Focando-nos, no segundo e principal objetivo, convirá relembrar que não ter sido afetado pela perda da atividade laboral se revelou como fator protetor, respeitante aos índices clínicos. Por seu lado, o efeito da perceção de controlo-descontrolo revelaria ter importância transversal por a sua variação ser responsável, em grande medida, pela variação da manifestação maior ou menor das referidas perturbações: O aumento da perceção de descontrolo corresponder ao aumento da probabilidade de manifestação das perturbações clínicas em análise; observação sustentada quer pelo *odds ratio* quer pelo modelo de probabilidade da sua manifestação. Em especificidade, respeitante à depressão observamos que a situação de layoff e de perda de emprego e estudo online se realçariam como preditores de depressão; resultado que abona em favor da opção da operacionalização do confinamento pelo

atributo -situação da ocupação profissional- ativo vs inativo. Pelo contrário, verificámos que a mudança da situação profissional/ocupacional não era preditora da ansiedade nem do stress. Diferença que nos interpela dada a frequente co-ocorrência da depressão e ansiedade registada em ampla literatura. Para esta perturbação -a ansiedade- viríamos a encontrar os preditores baixo nível escolar e género; sendo este igualmente preditor da manifestação de stress.

Em síntese, considerando as perturbações depressão, ansiedade e stress os resultados deixam bem patente o papel protetor da perceção de controlo ao passo que a perda de controlo é um fator de vulnerabilidade. Evidenciam também que o género feminino tem maior vulnerabilidade para a manifestação de ansiedade e de stress e que ter um nível escolar elevado é um fator protetor para a manifestação de ansiedade e que, em oposição, o baixo nível de escolaridade é fator de vulnerabilidade.

Comparativamente com diferentes estudos, os resultados obtidos encontram convergências e divergências. Por exemplo, a importância da perceção do controlo é referida em Flesia *et al.* (2022) e Tagini *et al.* (2020) sob a modalidade estilo de coping e de locus de controlo interno, como fator protetor, e externo como fator preditor. A perceção de insegurança, que consideramos ser sinal de carência de perceção de controlo, também tem sido evidenciada (Prout *et al.*, 2020; Gambin, *et al.*, 2021). Por seu lado, Ye *et al.* (2022) realçam a importância do controlo percebido, como fator protetor, sobre a manifestação futura de sintomas de stress, na forma aguda (PTSD) e Msetfi *et al.* (2022) evidenciam a sua importância para a depressão. Além disso, a importância do locus de controlo interno, aqueles que têm o controlo percebido como resultante da sua ação *versus* externo, aqueles que delegam ou esperam o controlo da situação através dos outros, encontra-se bem justificada na ampla investigação conduzida por Hovenkamp-Hermelink *et al.* (2019) realizada ao longo de nove anos. Nesta, embora em período não pandémico, realça-se a forte ligação do *locus* de controlo externo com medidas de depressão e de ansiedade.

Ainda em consonância, o nível de educação é referido em Pais-Ribeiro *et al.* (2022), bem como as dificuldades económicas, aspetos considerados estarem ligados à perda de emprego ou à situação de layoff (Calegaro *et al.*, 2022; Gambini, *et al.*, 2021). Porém, em divergência, ser de idade mais jovem emerge de forma saliente em outras investigações (Calegaro *et al.* 2022; Gambini *et al.*, 2021; Huang e Zhao, 2020; Zhao *et al.*, 2021). Bem como ser do género feminino é referido como preditor de depressão e de ansiedade (Almeida, 2020), ao passo que em outras surge como preditor ora de uma ou de outra perturbação (Ottenheim *et al.*, 2022), ora como preditor de uma medida conjunta de *distress* (Sinawi *et al.*, 2021).

Mas será digno de atenção particular a ausência de efeito de género para a depressão, na presente investigação, por constituir um resultado que contraria o que tem sido comumente relatado ao longo dos anos em estudos pré e pandémicos (Caldas de Almeida e Xavier, 2013; Gusmão *et al.*, 2005; Almeida, 2020). Pensamos que a ausência do efeito de género na investigação que realizamos, poderá encontrar uma possível explicação na intensidade do efeito adverso de confinamento, *per se*, se ter sobreposto à questão de género e variáveis subjacentes como as condições culturais da mulher vs do homem. O que nos pode conduzir a inferir que em respostas a situações adversas extremas, como esta ou de catástrofe, o efeito género diluir-se-á, neste particular. Sem olvidar outras possíveis explicações como a probabilidade de erro ou a especificidade da amostragem, mas também por diferentes instrumentos e tratamentos estatísticos estarem a serem comparados: de facto, calcular o número de pessoas que manifestam depressão ou outra perturbação, i.e., calcular a prevalência, é diferente de comparar valores de médias que traduzem diferentes níveis de severidade; eventualmente, esta comparação captando diferenças estatísticas entre níveis de severidade, como sucedeu com Paulino *et al.* (2020), Salazar *et al.* (2021) e com Ozdin (2020) onde a aquela não encontrou diferenças entre número de pessoas com determinada perturbação. Essa comparação é susceptível de gerar a interpretação de haver um maior número de mulheres quando o que permite afirmar é que as mulheres registam um maior viés de expressão de severidade comparativamente com os homens. E esta tese de que a diversidade de resultados pode ter a ver com as metodologias de cálculo e com os instrumentos usados ganha mais sustento pelas conclusões do estudo de meta análise de Deng *et al.* (2020). Os autores, decorrente da análise de 31 estudos, sobre os efeitos da pandemia, observaram que as diferenças, entre géneros, variavam em conformidade com os instrumentos de medida aplicados, alertando para a heterogeneidade dessas medidas, a qual constituirá uma das maiores vulnerabilidades da investigação psicológica. Alerta que encontrará algum eco na análise sistemática realizada

por Rodríguez-Fernández *et al.* (2021), por também terem registado uma grande diversidade de resultados. Não obstante, dever-se-á ter em atenção que várias investigações têm realçado que a mulher continua a se encontrar em desfavor e ser mais vulnerável em diferentes aspetos sociais, com maior atribuição de papeis e de tarefas domésticas, que muito contribuem para maiores níveis de ansiedade e de stress geral que se agravaram na situação pandémica (Veras *et al.*, 2022) e sobre a forma de stress peritraumático (Antonelli-Ponti *et al.*, 2020; Cardoso *et al.*, 2021).

Dada a proliferação de resultados divergentes, como também salientaram Zhao *et al.* (2020), constitui uma segunda via de compreensão dos resultados a invocação de um consolidado espectro teórico. Tenha-se, desta feita, presente que quer a perda quer a perceção de perda são constitutivas de grande parte dos modelos teóricos da depressão. Por exemplo, em John Bowlby na sua trilogia *vinculação, separação e perda*, os temas incidem quer na importância da vinculação quer nos efeitos negativos da perda afetiva interpessoal (Edalat *et al.*, 2022). Nesta medida, a situação de confinamento terá conduzido à perda de contactos interpessoais, assim como à redução de algumas gratificações do dia-a-dia tão importantes à manutenção de bem-estar. Por seu lado, a perda de situação de segurança, que era dada pelo emprego, será promotora de vulnerabilidade e de preocupação e antevisão de um futuro incerto e de desesperança. Realidades bem pontuadas pela tríade cognitiva de Aaron Beck (Beck e Alford, 2009) e de diátese stress (Beck, 1983), quer pelas teorias de aprendizagem, com acento em Seligman (Maie e Seligman, 1976) e pela teoria da desesperança (*hopelessness theory*) de Abramson, Metalsky e Alloy (1989; Kim *et al.*, 2022). Daqui também o sentido da importância da perceção de controlo vs de perda de controlo. Em situação de confinamento e da perceção de descontrolo ou da ação ineficaz (Bandura, 1986), o futuro será percebido como independente da ação pessoal (das pessoas), conferidas agora à “sorte” do evoluir pandémico e da ação político-sanitária exterior. Ora, incerteza conjugada com medo, nas suas diferentes intensidades, do receio ao seu extremo pânico, é uma componente aliada quer da ansiedade quer do stress (Clark e Beck, 2010). Condições geradoras de uma perceção de impotência (*powerlessness*) (Gilbert, 1992; Vidler, 2013). Subsequentemente, esse “deixar à sorte” caracterizar-se-ia também pela incerteza e medo do futuro perante as responsabilidades sociais, ganhando, desta forma, sentido a importância do nível de escolaridade que em ordem inversa se relaciona, na presente investigação, com a manifestação da ansiedade.

De igual modo, como assinalámos anteriormente, a particular situação pandémica, em si mesma, não deixa de ser portadora de eminentes perigos e ameaças à segurança e à sobrevivência, como diria Taylor (2019),

requerendo a ativação de recursos pessoais (Margetic *et al.*, 2021). Cerne da resposta de stress e de distress perante as situações porquanto estas se revelem coercivas à realização da vida ou, na expressão de Gilbert (1992), à concretização dos *biosocial goals* ou ainda, na expressão das teorias de motivação, coercivas à realização dos projetos pessoais. Nesta ideação, se compreenderá, enfaticamente, o papel do nível escolar ao permitir melhores avaliações (*appraisals*) contextuais, melhor entendimento da situação e melhor mobilização de recursos pessoais. Em contrapartida, os menores recursos conduzem a uma menor eficácia de resposta, seja no entendimento seja no fazer face perante os perigos eminentes, ou ajuizados como tal, produzindo percepção de ineficácia da ação e de perspectivas de futuro incerto, características que geralmente estão na génese da manifestação da ansiedade, stress e de depressão.

Os resultados encontrados têm diversas implicações sociopolíticas quer diretamente relacionadas com a época pandémica quer, em extrapolação, mais genericamente. Sendo certo que o confinamento emergiu como uma medida fortemente eficaz, não deixa de reclamar atenção e a responsabilidade do *cuidado*, contribuindo para uma percepção de controlo, minimizando ou evitando o sentimento de que as tarefas de vida estarão sob o sentimento da perda de domínio suscitando uma perspectiva de desesperança sobre o futuro. Os contratos e obrigações sociais, os percursos académicos e as relações de trabalho exigem essa política de cuidado bem como são exigidas explicitações de regras de ação. No caso Português, poder-se-á afirmar que essas tarefas tiveram o crédito popular, específicas à COVID-19, apesar de diferentes vozes questionarem o cercear de liberdades individuais; como se pode ver, a título de exemplo e relativo a outras coordenadas, em Kraaijeveld *et al.* (2020). Em contrapartida, a desorientação político-institucional e informações contraditórias de que foi exemplo o Brasil (Antonelli-Ponti *et al.*, 2020; Boeger, 2021; Leão *et al.*, 2021) são susceptíveis de produzir convulsões e pânico social bem como dramáticos números de vítimas.

Hoje, 25 de novembro de 2022, passam dois anos, oito meses e vinte e três dias desde que em Portugal se assinalou a primeira identificação de infeção por vírus SARS-CoV-2; as notícias são esparsas e escassas acerca da propagação de referido vírus e do número de pessoas infetadas. Os relatórios diários foram substituídos por relatórios semanais, com pouca divulgação e pela procura de informação voluntária, apesar de se estar em nova campanha de vacinação. Nesta data constava do relatório da *ourworldindata*, relativamente a Portugal, haver 5542265 casos cumulativos, um total de 25450 mortes, 55 novas mortes e 5157 novas infeções. Valor diário de infeções superior comparativamente com março de 2020, inicialmente assinalado. Apesar disso, os ritmos

de vida podem ser considerados normalizados, também em múltiplos países. Vivíamos nessa época incertezas infindas nos diferentes planos de vida: social, económico e psicológico, dada a situação pandémica. Ora, uma vez que os dados de propagação se mantêm mais elevados, a aparente indiferença popular somente encontrará explicação nas vitórias da ciência, nos serviços de saúde, na eficácia da vacinação, que nos cuidam e permitem o tomar as rédeas da vida, possibilitando a convicção do ‘controlo’; mas também se explicará pelos determinantes hedónicos que dinamizam e sustentam, em grande medida, as sociedades atuais: Diz a médica-cantora (Catarina Munhã, 2022; letra da canção ‘cópia pirata’), tendo como referência não só o contexto de regras que, de alguma forma, tenham estado a delimitar as liberdades individuais, mas também a fadiga derivada do excesso de horas de trabalho a que especialistas do *Serviço Nacional de Saúde* foram sujeitos: “Dá-me já a liberdade/Que estar vivo é um risco/E eu não quero acabar como animal de circo”. Mensagem que nos coloca perante a necessidade profunda de reflexão que deverá conjugar liberdades individuais com o sentido de bem comum, em vivências de catástrofe.

Conclusão

A presente investigação foi elaborada no início de uma pandemia proporcionando uma vivência de uma ‘experiência da natureza’, tendo como variável independente o contexto de pandemia, operacionalizado pela introdução e propagação de um vírus, e como variáveis dependentes as respostas psicológicas de depressão, ansiedade e stress. Esta era uma oportunidade única para se observar valores de prevalência, testar o valor da percepção de controlo-descontrolo e, concomitantemente, analisar o contributo de algumas variáveis sociodemográficas na emergência de indicadores clínicos em contexto de crise.

Embora certos de que a metodologia da recolha de dados, por ter decorrido online e em tal contexto, possa, de alguma forma, delimitar o âmbito dos resultados obtidos, a presente investigação contribui para uma rede de conhecimentos servindo a compreensão do humano em contexto de crise, com utilidade futura. Sublinhe-se, ainda, que o conhecimento da importância da percepção de descontrolo como fator preditor revela ser de grande importância para intervenções em contextos de crise. Será ainda de salientar que essas manifestações psicológicas de pendor clínico reclamam ações político-institucionais éticas confiáveis, sem olvidar as práticas pessoais responsáveis.

Em suma: com os resultados da presente investigação, considerando as perturbações depressão, ansiedade e stress, constatámos o papel protetor da percepção de controlo ao passo que a perda de controlo emergiu

Referências bibliográficas

- como um fator preditor e de vulnerabilidade; que o género feminino registou maior vulnerabilidade para a manifestação de ansiedade e de stress e que ter um nível escolar elevado emergiu como fator protetor para a manifestação de ansiedade.
- Abramson, L. Y., Metalsky, G. I., & Alloy, L. B. (1989). Hopelessness depression: A theory-based subtype of depression. *Psychological Review*, 96, 358-372. DOI: <https://doi.org/10.1037/0033-295X.96.2.358>
- Almeida, T. C., (coord.) (2020, 21 outubro). *Saúde mental em tempos de pandemia*. Instituto de Saúde Doutor Ricardo Jorge (INSA). URL: <http://www.insa.min-saude.pt/sm-covid19-saude-mental-em-tempos-de-pandemia-relatorio-final/> (acedido em 2 novembro de 2021).
- Antonelli-Ponti, M., Cardoso, F., Pinto, C. & Silva, J. A. D. (2020). Efeitos da pandemia de COVID-19 no Brasil e em Portugal: estresse peritraumático. *Revista Psicologia Em Pesquisa*, 14(4), 239-259. DOI: <https://doi.org/10.34019/1982-1247.2020.v14.32262>
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action*. Prentice-Hall.
- Baroncelli, A., Tomberli, L., Taddei, M. & Ciucci, E. (2022). Facing the pandemic lockdown questionnaire - FPLQ: A brief tool to assess individual differences in front of pandemic experience. *Current Psychology*, 1-18. DOI: <https://doi.org/10.1007/s12144-022-02701-2>
- Beck, A. T. (1983). Cognitive therapy of depression: New perspectives. In P. J. Clayton & J. E. Barrett (Eds.), *Treatment of depression: Old controversies and new approaches*. Raven Press.
- Beck, A. T., Brad, T. A. (2009). *Depression. Causes and treatment* (2nd Ed). University of Pennsylvania Press.
- Boeger, V. S., Queiroz, S. de A., Gomes, E., & Santos, E. M. dos. (2021). What doubts, concerns, and fears about COVID-19 emerged during the first wave of the pandemic? *Patient Education and Counseling*, 105(2): 490-491. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.pec.2021.07.039>
- Bonati, M., Campi, R., Zanetti, M., Cartabia, M., Scarpellini, F., Clavenna, A. & Segre, G. (2021). Psychological distress among Italians during the 2019 coronavirus disease (COVID-19) quarantine. *BMC Psychiatry*, 21(1), 20. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12888-020-03027-8>
- Bunnell, B. E., Davidson, T. M. & Ruggiero, K. J. (2018). The peritraumatic distress inventory: Factor structure and predictive validity in traumatically injured patients admitted through a level trauma center. *Journal of Anxiety Disorders*, 55, 8-13. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2018.03.002>
- Caldas de Almeida M., & Xavier, M. (coord.) (2013). *Estudo epidemiológico nacional de saúde mental, 1o relatório*. Universidade Nova de Lisboa, com a colaboração do CESOP (Universidade Católica Portuguesa). URL: http://www.fcm.unl.pt/main/alldoc/galeria_imagens/Relatorio_Estudo_Saude-Mental_2.pdf
- Caldas de Almeida, J. (2018). *A saúde mental dos Portugueses*. Fundação Francisco Manuel dos Santos.
- Calegario, V. C., Ramos-Lima, L. F., Hoffmann, M. S., Zoratto, G., Kerber, N., Costa, F. C. D., ... & de Mello, A. F. (2022). Closed doors: Predictors of stress, anxiety, depression, and PTSD during the onset of COVID-19 pandemic in Brazil. *Journal of Affective Disorders*, 310, 441-451. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.05.052>
- Cardoso, F. dos S. (2021). COVID-19 - Retratos de Portugal. respostas psicológicas de depressão, ansiedade e stress peritraumático. In L. A. M. Campos, S. F. de Paiva, F. dos S. Cardoso & J. A. da Silva (Eds.), *Reações físicas, cognitivas, psicológicas e comportamentais como indicadores de saúde à pandemia COVID-19: um retrato luso-brasileiro* (41-66). CRV. DOI: <https://doi.org/10.24824/978652511212.1>
- Cardoso, F. dos S., Teixeira, L. E. P. de P., Freitas, R. L., Abad, A., Campos, L. A. M. & Silva, J. A. D. (2021). Peritraumatic distress caused by the COVID-19 pandemic: Comparison between genders and countries - Brazil and Portugal. *Mankind Quarterly*, 62(2), 239-254. DOI: <https://doi.org/10.46469/mq.2021.62.2.2>
- Carvalho, A. (2017). Depressão e outras perturbações mentais comuns: enquadramento global e nacional e referência de recurso em casos emergentes. *Portugal: Saúde Mental em números - 2014. DGS/ PNSM* www.dgs.pt.
- Clark, D., Beck, A. T. (2010). *Cognitive Therapy of Anxiety Disorders*. Guilford Press.
- Deng, J., Zhou, F., Hou, W., Silver, Z., Wong, C. Y., Chang, O., Huang, E., & Zuo, Q. K. (2020). The prevalence of depression, anxiety, and sleep disturbances in COVID-19 patients: a meta-analysis. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1486(1), 90-111. DOI: <https://doi.org/10.1111/nyas.14506>
- DGS - DIREÇÃO GERAL DE SAÚDE (n.d.). Relatório de situação (última atualização a 11/11/2022). Disponível em: <https://covid19.min-saude.pt/relatorio-de-situacao/>

- Duarte, I., Teixeira, A., Castro, L., Marina, S., Ribeiro, C., Jácome, C., Martins, V., Ribeiro-Vaz, I., Pinheiro, H. C., Silva, A. R., Ricou, M., Sousa, B., Alves, C., Oliveira, A., Silva, P., Nunes, R. & Serrão, C. (2020). Burnout among Portuguese healthcare workers during the COVID-19 pandemic. *BMC Public Health*, 20(1), 1885.
DOI: <https://doi.org/10.1186/s12889-020-09980-z>
- Edalat, A., Farsinezhad, M., Bokharaei, M., Judy, F. (2022). A pilot study to evaluate the efficacy of self-attachment to treat chronic anxiety and/or depression in Iranian women. *Int. J. Environ. Res. Public Health*, 19, 6376.
DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph19116376>
- Flesia, Luca, Monaro, Merylin, Mazza, Cristina, Fietta, Valentina, Colicino, Elena, Segatto, Barbara, & Roma, Paolo (2020). Predicting perceived stress related to the COVID-19 Outbreak through stable psychological traits and machine learning models. *Journal of Clinical Medicine*, 9(10), 3350.
DOI: <https://doi.org/10.3390/jcm9103350>
- Gambin, M., Sękowski, M., Woźniak-Prus, M., Wnuk, A., Oleksy, T., Cudo, A., ... & Maison, D. (2021). Generalized anxiety and depressive symptoms in various age groups during the COVID-19 lockdown in Poland. Specific predictors and differences in symptoms severity. *Comprehensive Psychiatry*, 105, 152222.
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2020.152222>
- Gilbert, P. (1992). *Depression. The evolution of powerlessness*. Laurence Earlbaum.
- Gusmão, R., Xavier, M., Heitor, M. J., Bento, A. & Almeida, J. C. (2005). O peso das perturbações depressivas: Aspectos epidemiológicos globais e necessidades de informação em Portugal. *Acta Médica Portuguesa*, 18(2), 129-146.
DOI: <https://run.unl.pt/handle/10362/21811>
- Henry, J. D. & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the depression anxiety stress scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 44(2), 227-239.
DOI: <https://doi.org/10.1348/014466505x29657>
- Hovenkamp-Hermelink, J. H., Jeronimus, B. F., Spinhoven, P., Penninx, B. W., Schoevers, R. A., & Riese, H. (2019). Differential associations of locus of control with anxiety, depression and life-events: A five-wave, nine-year study to test stability and change. *Journal of Affective Disorders*, 253, 26-34.
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.04.005>
- Huang, Y. & Zhao, N. (2020). Generalized anxiety disorder, depressive symptoms, and sleep quality during COVID-19 outbreak in China: a web-based cross-sectional survey. *Psychiatry Research*, 288, 112954.
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112954>
- Jacob, J., Stankovic, M., Spuerck, I. & Shokrane, F. (2022). Goal setting with young people for anxiety and depression: What works for whom in therapeutic relationships? A literature review and insight analysis. *BMC Psychology*, 10(1), 171.
DOI: <https://doi.org/10.1186/s40359-022-00879-5>
- Kim, E.-Y., Oh, C., Sung, H.-J. & Kim, J. (2022). Changes in daily life, physical activity, GAD, depression, and personal hygiene of adolescents in South Korea due to the COVID-19. *Healthcare*, 10(10), 1881.
DOI: <https://doi.org/10.3390/healthcare10101881>
- Kraaijeveld, S. R. (2020). COVID-19: Against a lockdown approach. *Asian Bioethics Review*, 13(2), 195-212.
DOI: <https://doi.org/10.1007/s41649-020-00154-y>
- Leão, T., Amorim, M., Fraga, S., & Barros, H. (2021). What doubts, concerns, and fears about COVID-19 emerged during the first wave of the pandemic? *Patient Education and Counseling*, 104(2), 235-241.
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.pec.2020.11.002>
- Lovibond, S. H. & Lovibond, P. F. (1995). *Manual for the depression anxiety & stress scales*. (2nd Ed.) Sydney: Psychology Foundation.
- Maier, S. F. & Seligman, M. E. (1976). Learned helplessness: Theory and evidence. *Journal of Experimental Psychology: General*, 105(1), 3-46.
DOI: <https://doi.org/10.1037/0096-3445.105.1.3>
- Margetić, B., Peraica, T., Stojanović, K., & Ivanec, D. (2021). Predictors of emotional distress during the COVID-19 pandemic; a Croatian study. *Personality and Individual Differences*, 175, 110691.
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110691>
- MMsetfi, R., Kornbrot, D., Halbrook, Y. J., & Senan, S. (2022). Sense of control and depression during public health restrictions and the COVID-19 pandemic. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(21), 14429.
DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph192114429>
- Munhá, C. (2022). Cópia pirata. URL: <https://open.spotify.com/track/6F08YL7QPgWeEmcOozaJLV?si=2221afc6943f461a>
- Ottenheim, N. R., Pan, K. Y., Kok, A. A., Jörg, F., Eikelenboom, M., Horsfall, M., ... & Giltay, E. J. (2022). Predictors of mental health deterioration from pre- to post-COVID-19 outbreak. *BJPsych Open*, 8(5), e162.
DOI: <https://doi.org/10.1192/bjo.2022.555>
- Our World in Data (2022). <https://ourworldindata.org/coronavirus>, consultado a 27 novembro de 2022.
- Özdin, S., & Özdin, Ş. B. (2020). Levels and predictors of anxiety, depression, and health anxiety during COVID-19 pandemic in Turkish society: The

- importance of gender. *The International Journal of Social Psychiatry*, 66(5), 504-511.
DOI: <https://doi.org/10.1177/0020764020927051>
- Pais-Ribeiro, J., Honrado, A., Leal, I. (2004). Contribution for the study of the anxiety and depression stress scales of Lovibond and Lovibond, version of 21 items. *Psicologia: Saúde & Doenças*, 5 (2), 229-239.
- Pais-Ribeiro, J., Ferreira-Valente, A., Jarego, M., Sánchez-Rodríguez, E., & Miró, J. (2022). COVID-19 Pandemic in Portugal: Psychosocial and health-related factors associated with psychological discomfort. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(6), 3494.
DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph19063494>
- Paulino, M., Dumas-Diniz, R., Brissos, S., Brites, R., Alho, L., Simões, M. R., & Silva, C. F. (2021). COVID-19 in Portugal: exploring the immediate psychological impact on the general population. *Psychology, Health & Medicine*, 26(1), 44-55.
DOI: <https://doi.org/10.1080/13548506.2020.1808236>
- Pinto, C., & Cardoso, F. dos S. (2021). O impacto da COVID-19 em enfermeiros Potugueses: regulação emocional, depressão e stress peritraumático. In L. A. M. Campos, S. F. de Paiva, F. dos S. Cardoso & J. A. da Silva (Eds.), *Reações físicas, cognitivas, psicológicas e comportamentais como indicadores de saúde à pandemia COVID-19: um retrato luso-brasileiro* (67-84). CRV.
DOI: <https://doi.org/10.24824/978652511212.1>
- Prout, T. A., Zilcha-Mano, S., Aafjes-van Doorn, K., Békés, V., Christman-Cohen, I., Whistler, K., ... & Di Giuseppe, M. (2020). Identifying predictors of psychological distress during COVID-19: A machine learning approach. *Frontiers in Psychology*, 11, 586202.
DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.586202>
- Qiu, J., Shen, B., Zhao, M., Wang, Z., Xie, B. & Xu, Y. (2020). A nationwide survey of psychological distress among Chinese people in the COVID-19 epidemic: implications and policy recommendations. *General Psychiatry*, 33(2), e100213-3.
DOI: <https://doi.org/10.1136/gpsych-2020-100213>
- Raifman, M. & Raifman, J. (2020). Disparities in the population at risk of severe illness from covid-19 by race/ethnicity and income. *American Journal of Preventive Medicine*, 59(1), 137-139.
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2020.04.003>
- Rodríguez-Fernández, P., González-Santos, J., Santamaría-Peláez, M., Soto-Cámara, R., Sánchez-González, E., & González-Bernal, J. J. (2021). Psychological effects of home confinement and social distancing derived from COVID-19 in the general population—A systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(12), 6528.
DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph18126528>
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychol. Monogr.* 80, 1-28. DOI: <https://doi.org/10.1037/h0092976>
- Rotter, J. B. (1990). Internal versus external control of reinforcement. A case history of a variable. *American Psychologist*, 45(4), 489-493.
DOI: <https://doi.org/10.1037/0003-066x.45.4.489>
- Salazar, A., Palomo-Osuna, J., Sola, H. Moral-Munoz, J. A., Dueñas, M., & Failde, I. (2021). Psychological impact of the lockdown due to the covid-19 pandemic in University workers: Factors related to stress, anxiety, and depression. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(8), 4367. DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph18084367>
- Serrão, C., Duarte, I., Castro, L. & Teixeira, A. (2021). Burnout and depression in Portuguese healthcare workers during the COVID-19 pandemic-the mediating role of psychological resilience. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(2), 636. DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph18020636>
- Sinawi, Hamed Al, Balushi, Naser Al, Al-Mahrouqi, Tamadhir, Ghailani, Abdullah Al, McCall, Roopa K., Sultan, Alya, ... Al-Alawi, Mohammed (2021). Predictors of psychological distress among the public in Oman amid coronavirus disease pandemic: a cross-sectional analytical study. *Psychology, Health & Medicine*, 26(1), 131-144.
DOI: <https://doi.org/10.1080/13548506.2020.1842473>
- Tagini, S., Brugnera, A., Ferrucci, R., Mazzocco, K., Pievani, L., Priori, A., ... & Poletti, B. (2021). Attachment, personality, and locus of control: psychological determinants of risk perception and preventive behaviors for COVID-19. *Frontiers in Psychology*, 12, 634012. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.634012>
- Taylor, S. (2019). *The psychology of pandemics. Preparing for the next global outbreak of infectious disease*. Cambridge Scholars pub.
- Taylor, S., Landry, C. A., Paluszek, M. M. & Asmundson, G. J. G. (2020). Reactions to COVID-19: Differential predictors of distress, avoidance, and disregard for social distancing. *Journal of Affective Disorders*, 277, 94-98. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.08.002>
- Veras, R., Nascimento, T., Oliveira, R., Lima, N., Silveira, L., Filho, A. C. & Silvério, C. (2022). A Vulnerabilidade de gênero frente aos desafios enfrentados na pandemia de COVID-19. *New Trends in Qualitative Research*, 14(e519).
DOI: <https://doi.org/10.36367/ntqr.14.2022.e599>

- Vidler, H. C. (2013). Evaluation of the SHIFT-Depression® Inventory with a sample of Australian women, demonstrating the centrality of gendered role expectations to their depression. *Europe's Journal of Psychology*, 9(2), 348-365.
DOI: <https://doi.org/10.5964/ejop.v9i2.577>
- WHO - WORLD HEALTH ORGANIZATION (n.d.). Coronavirus disease (COVID-19). URL: <https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019/>
- Ye, Z., Zeng, C., Yang, X., Tam, C. C., Wang, Y., Qiao, S., ... & Lin, D. (2022). COVID-19-related stressful experiences and posttraumatic stress disorder symptoms among college students in China: A moderated mediation model of perceived control over the future and empathy. *Journal of Pacific Rim Psychology*, 16, 183449092211198.
DOI: <https://doi.org/10.1177/18344909221119830>
- Zhao, E. Y., Xia, D., Greenhalgh, M., Colicino, E., Monaro, M., Hitching, R., Harris, O. A., Adamson, M. M. (2021). Combining international survey datasets to identify indicators of stress during the COVID-19 pandemic: A machine learning approach to improve generalization, 1, 728-738.
DOI: <https://doi.org/10.3390/covid1040058>