



universidade
de aveiro

2024/2025

***COPING*, FATORES PSICOSSOCIAIS E CAPACIDADE PARA O TRABALHO**

ESTUDO DA ESCALA BRIEFCOPE EM
PROFISSIONAIS DE SAÚDE

Departamento de Matemática

Mestrado Bioinformática Clínica

Análise de Dados Multivariados

Professor Pedro Couto

Adriana Gomes (117348)

Andreia Marrachinho (117345)

Ana Rita Silva (121764)

Matilde Costa (118374)

Índice

Introdução	1
Métodos.....	2
Resultados	4
Caracterização da Amostra	4
Análise de Componentes Principais.....	4
Análise de Clusters	6
Estatística inferencial	6
Discussão.....	8
Conclusão	10
Referências Bibliográficas	11
Anexos.....	I
Anexo 1 – Escala <i>Brief COPE</i>	I
Anexo 2 – Pressupostos	III
Anexo 3 – <i>Biplots</i> relativos à adição de variáveis suplementares.....	VI
Anexo 4 - <i>Effect size</i>	VI

Introdução

O *coping* é um conceito da psicologia que designa o conjunto de estratégias utilizadas para lidar com o *stress*, desempenhando um papel central na promoção do bem-estar. Deste modo, pode ser um instrumento de construção de saúde e de desenvolvimento pessoal. Atualmente, o conceito *coping* é especialmente relevante em contextos onde fatores psicossociais estão diretamente associados à qualidade de vida e ao desempenho no trabalho. Assim sendo, o *coping* no trabalho, observa a natureza das causas de *stress* e a qualidade de desempenho e rendimento dos profissionais.

Na área da saúde, os tipos de *coping* mais frequentemente utilizados incluem o *coping* ativo, o planeamento e a reinterpretação positiva, enquanto os mecanismos como o recurso a substâncias, o desinvestimento comportamental, a negação e a religião são menos comuns. O desenvolvimento e o reforço do repertório de *coping* dos profissionais são fundamentais para a sua saúde e bem-estar no trabalho. A constante tomada de decisões que implicam grandes mudanças na vida de outras pessoas, leva a que estas classes de profissionais, desde médicos até técnicos de saúde, tenham de lidar com situações de *stress* diariamente.

Neste contexto, a escala *Brief COPE* destaca-se como uma ferramenta de avaliação utilizada para mapear estratégias de enfrentamento e identificar padrões que possam estar associadas à capacidade para o trabalho. Portanto, o *Brief COPE* foi desenvolvido para avaliar tanto as diferentes estratégias de *coping*, como os diversos estilos de *coping*. O questionário é composto por 28 itens pontuáveis numa escala de *Likert* de quatro opções: de 0 (“Nunca faço isto”) a 4 (“Faço quase sempre isto”). Os itens estão distribuídos em 14 escalas consoante o tipo de estratégia em que se inserem. Por um lado, as escalas de 1 a 8 reúnem as estratégias de *coping* adaptativas, por outro, as escalas de 9 a 14 abrangem estratégias de *coping* mal adaptativo ou disfuncional.

No âmbito da saúde ocupacional, o Índice de Capacidade para o Trabalho (ICT) avalia a habilidade dos profissionais em responder às demandas das suas atividades sem comprometer a saúde física e mental. Assim, foi desenvolvido com o intuito de perceber quão capaz se sente, um dado trabalhador, de desempenhar as funções que lhe competem no trabalho. Este instrumento permite avaliar a capacidade para o trabalho com base nas respostas dadas a um formulário de sessenta questões. Cada questão é cotada e, portanto, a resultante pontuação é atribuída uma das seguintes classificações de capacidade de trabalho: Pobre (7-27), Moderada (28-36), Boa (37-43), Excelente (44-49).

Ademais, aspetos como sexo, idade e anos de experiência profissional podem influenciar a maneira como os indivíduos lidam com situações de *stress* no ambiente de trabalho. Deste modo, as variáveis sociodemográficas desempenham um papel crucial na análise do *coping* e da capacidade para o trabalho.

Desta forma, neste estudo pretende-se analisar as estratégias de *coping* adotadas por profissionais de saúde utilizando a escala *Brief COPE*, com o intuito de identificar os padrões predominantes de enfrentamento do *stress* no contexto laboral. Pretende-se explorar as propriedades psicométricas desta escala e investigar as associações entre as diferentes dimensões do *coping* e o ICT.

Métodos

A base de dados utilizada neste estudo foi extraída da tese de doutoramento intitulada “*COPING, FATORES PSICOSSOCIAIS E CAPACIDADE PARA O TRABALHO*” (1), a qual contém um total de 2960 observações e 117 variáveis. As observações correspondem a indivíduos que responderam a um questionário que abrange variáveis sociodemográficas e itens relacionados às escalas COPSQ e *Brief COPE*. Inicialmente, a amostra foi composta por 65,7% (n=1945) de mulheres, com uma média de idade de 37,5 anos (DP=±9,6), e 34,3% (n=1015) de homens, com média de idade de 41,7 anos (DP=±10,3).

O foco principal deste estudo foi a análise da escala *Brief COPE*, utilizando dados exclusivamente de profissionais de saúde. Para tal, foi realizado um pré-processamento da base de dados, que incluiu: a remoção das colunas relacionadas à escala COPSQ e a filtragem para incluir apenas os participantes identificados como profissionais de saúde, assegurando a relevância da amostra. Adicionalmente, como as respostas individuais aos itens do *Brief COPE* não estavam inicialmente organizadas de acordo com as escalas, foi necessário agrupá-las conforme definido na literatura. Para cada escala, foram calculadas três medidas de síntese: média, mediana e soma, sendo que a análise final utilizou a soma das respostas.

Para explorar as relações entre as variáveis e obter uma compreensão mais profunda dos dados, foram realizadas análises de componentes principais (PCA, do inglês *Principal Component Analysis*), análise de clusters (CA, do inglês *Cluster Analysis*) e análises estatísticas inferenciais. Todos os procedimentos de tratamento dos dados e análises estatísticas subsequentes foram realizados no software R v4.4.2.

Antes da análise, realizou-se uma recodificação na variável ICT. Assim, os níveis "Pobre" e "Moderada" foram combinados, resultando em três categorias finais: "Pobre/Moderada", "Boa" e "Excelente". Além disso, foram removidos *outliers* multivariados, utilizando-se a distância de Mahalanobis e aplicando um valor de corte baseado na distribuição qui-quadrado, com 99% de confiança.

Em seguida, a base de dados foi dividida em dois subconjuntos: 70% dos dados foram alocados para o conjunto de treino, enquanto os 30% restantes foram destinados ao conjunto de teste. Essa divisão permitiu a realização das análises iniciais no conjunto de treino e a validação dos resultados no conjunto de teste.

A PCA foi aplicada com o objetivo de reduzir a dimensionalidade dos dados, mantendo o máximo possível de informação. Este procedimento converteu variáveis correlacionadas num conjunto menor de variáveis dependentes, chamadas componentes principais (CP), permitindo identificar as direções que explicam a maior variabilidade nos dados. A adequação dos dados para a PCA foi verificada por meio dos testes de esfericidade de Bartlett e do índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). O teste de Bartlett avalia se as variáveis são suficientemente correlacionadas para a PCA, enquanto o KMO indica a adequação da amostra para a análise fatorial. Além disso, o determinante da matriz foi calculado como um critério adicional para validar a aplicabilidade da PCA. As CPs foram selecionadas com base no valor próprio, considerando apenas aquelas superiores a 1. Variáveis sociodemográficas, como sexo, idade, anos de experiência, literacia e ICT, foram incluídas como variáveis suplementares na análise, permitindo uma exploração mais abrangente das relações entre as variáveis.

Além disso, utilizou-se um modelo de regressão linear (através da função *lm()*) com os dados de treino obtidos após a extração das CPs. Posteriormente, aplicou-se a função *predict()* para prever os níveis

de ICT no conjunto de teste. A avaliação do modelo foi realizada através do cálculo do *Root Mean Squared Error* (RMSE), permitindo medir a precisão das previsões.

A CA foi realizada para identificar grupos de indivíduos com características semelhantes. Foi adotado um procedimento em duas etapas, combinando métodos hierárquicos e não hierárquicos, para garantir uma identificação robusta dos clusters. Primeiramente, foi aplicada uma abordagem hierárquica utilizando a distância euclidiana e o método de ligação Ward.D2, para minimizar a variância dentro dos clusters. O número ótimo de clusters foi determinado por meio da análise do dendrograma. Após a definição do número de clusters, o algoritmo *K-means* foi utilizado para atribuir cada observação ao cluster mais próximo, com base nas distâncias calculadas até os centroides. Para avaliar o desempenho do modelo nos dados de teste e perceber a sua conexão com a variável ICT, foi gerada uma matriz de confusão.

Por fim, a análise inferencial foi realizada por meio de uma one-way *Multivariate Analysis of Variance* (MANOVA), para avaliar as diferenças entre os grupos em múltiplas variáveis dependentes simultaneamente. A MANOVA foi escolhida por proporcionar maior potência estatística e reduzir o erro do tipo I, em comparação com ANOVAs univariadas separadas. Antes de aplicar a MANOVA, os pressupostos de normalidade multivariada (teste de Mardia), e homogeneidade das matrizes de variâncias-covariâncias (teste de Box M) foram avaliados. Os modelos MANOVA foram criados para comparar as dimensões retiradas da PCA em relação às variáveis independentes (ICT, sexo, anos de trabalho, idade e clusters), a avaliação dos resultados foi realizada por meio do Traço de Pillai e do *Effect size*.

Adicionalmente, foi realizada uma análise de sensibilidade para explorar a robustez da PCA em subpopulações específicas, tais como médicos, enfermeiros e técnicos. Para isso, a variável que descreve os técnicos foi recodificada, agrupando todos os tipos de técnicos num único nível.

Resultados

Caracterização da Amostra

A presente amostra contém 909 indivíduos constituintes da categoria dos profissionais de saúde, sendo que os elementos do sexo feminino (77%) são, consideravelmente, superiores ao do sexo masculino (23%). A mediana de idades dos participantes corresponde a cerca de 32 anos. Em relação ao estado civil, denota-se uma maior representatividade de sujeitos solteiro (43%). Os profissionais de saúde em estudo apresentam uma mediana de 9 anos de trabalho, sendo as seguintes categorias as mais prevalentes: dos zero aos cinco anos (32%) e dos cinco aos dez anos (24%). Ao nível das habilitações literárias, foi possível constatar que a maioria dos profissionais de saúde possuem o grau de licenciado (69%). A variável ICT apresenta maior percentagem na categoria correspondente a boa capacidade de trabalho (53%).

Análise de Componentes Principais

Antes de realizar a PCA, quer para os dados de treino, quer para a análise de sensibilidade, os pressupostos necessários foram avaliados, como se pode observar na tabela 4 presente no Anexo 2. Foram extraídas 4 componentes principais, com valores próprios superiores a 1, e que cumulativamente explicam 54.6% da variabilidade (variância) total. A variância explicada por cada componente foi: CP1 – 21.9%, CP2 – 15.5%, CP3 – 9.7% e CP4 – 7.5%, e a sua escolha seguiu critérios estatísticos e práticos, balanceando explicação da variância e simplicidade do modelo.

Observando a figura 1, determina-se que os *biplots* mostram que as variáveis apresentaram contribuições distintas em cada combinação de CP, revelando padrões de agrupamento e dispersão que sugerem diferenças nas estratégias de *coping* adotadas pelos profissionais de saúde. A primeira componente principal (CP1) mostrou altas cargas fatoriais em variáveis associadas a *coping* adaptativo com estratégias focadas nos problemas, como “*Coping* Ativo” “Planeamento”, “Apoio Instrumental” e “Aceitação”. A segunda componente (CP2) destacou estratégias disfuncionais de *coping* mal-adaptativo como “Desinvestimento Comportamental”, “Negação” e “Autoculpabilização”. Já na terceira componente (CP3) destacam-se variáveis como “Apoio Emocional”, “Humor” e “Apoio Instrumental”, características de estratégias focadas nas emoções, enquanto a quarta componente (CP4) foi caracterizada por variáveis associadas a estratégias de *coping* disfuncional como “Uso de substâncias” e “Autoculpabilização”.

As variáveis suplementares, como *Idade* e *Anos de Trabalho*, foram analisadas em relação às CP (Anexo 3). Essas variáveis apresentaram uma associação moderada com o CP2, que reflete estratégias disfuncionais, e uma menor contribuição com CP1, relacionado às estratégias focadas nos problemas.

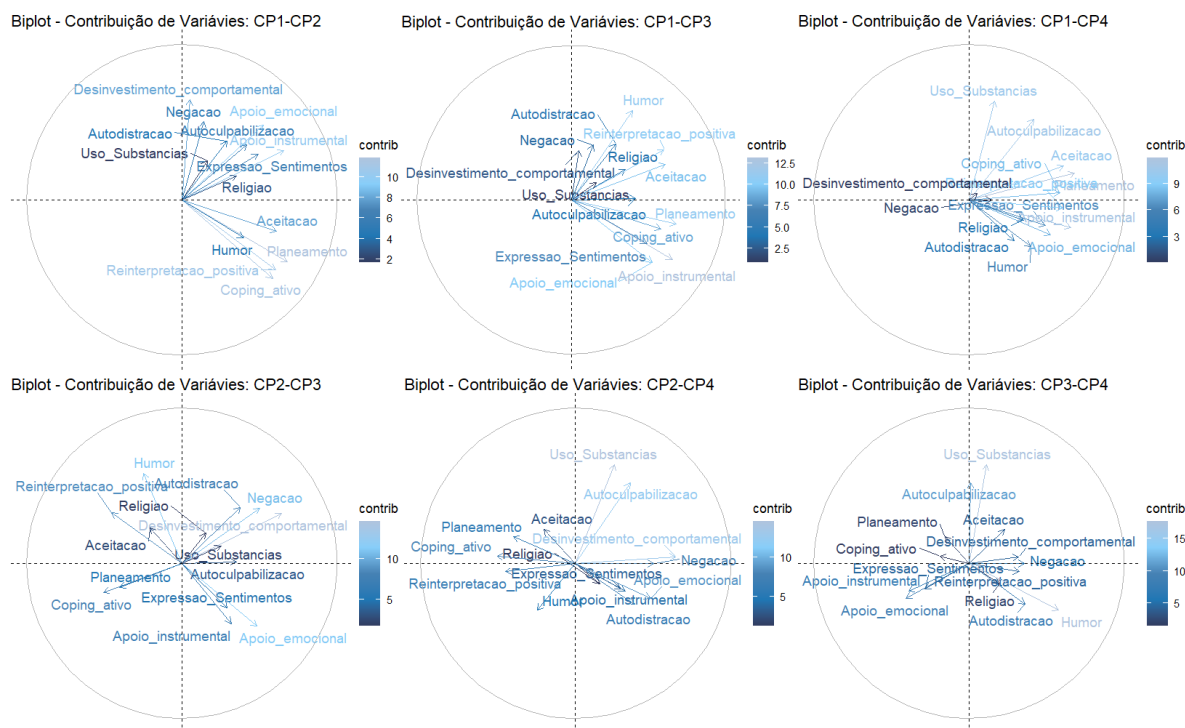


Figura 1 - Biplots representativos das contribuições das variáveis nas diferentes combinações de componentes.

Tendo em conta a análise de sensibilidade, verificou-se, tal como na PCA anterior, que seriam extraídas 4 CP, sendo que se contabilizou diferentes variabilidades explicadas entres as subpopulações. Nos enfermeiros há 52.9% de explicação, enquanto nos médicos e técnicos se denota 59.1% e 56.4%, respetivamente. Observando os *biplots*, presentes na figura 2, destacam as variáveis nas CP1 e CP2. Deste modo, na subpopulação dos enfermeiros, “Humor” e “Expressão de Sentimentos” parecem ser as variáveis que melhor se expressam em relação à CP1. No entanto, quando observamos o *biplot* relativo aos médicos, verificamos que “Expressão de Sentimentos” passa a ter maior contribuição na CP2. Já em relação aos técnicos, é a variável “Humor” que mostra alterações, isto é, passa a estar mais relacionada com a CP2.

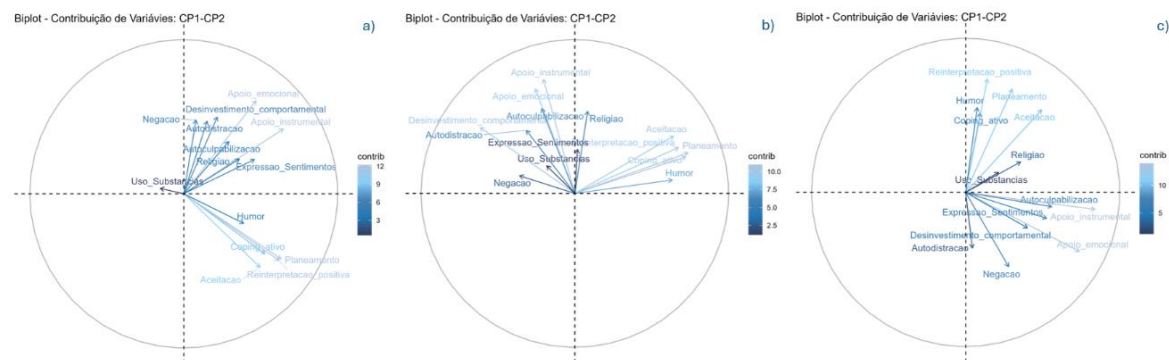


Figura 2 - Biplots representativos das contribuições das variáveis nas duas primeiras Componentes Principais; a) subpopulação enfermeiros; b) subpopulação médicos; c) subpopulação técnicos.

Em relação ao modelo de regressão linear, obteve-se um MSE de 0.4093 e um RMSE de 0.6398.

Análise de Clusters

No conjunto de treino, o modelo com dois clusters resultou na distribuição de 373 indivíduos no cluster 1 e 229 no cluster 2. Por sua vez, o modelo com três clusters apresentou 345 observações no cluster 1, 229 no cluster 2 e 28 no cluster 3. Relativamente à variabilidade interna dos clusters, o modelo de dois clusters evidenciou uma soma dos quadrados dentro dos clusters (WCSS, do inglês *Within-Cluster Sum of Squares*) superior para o cluster 1 (3923.394) em relação ao cluster 2 (3358.957). Por outro lado, o modelo de três clusters apresentou valores de WCSS mais elevados para o cluster 2 (2348.745), seguido pelo cluster 1 (2168.611) e pelo cluster 3 (2128.770). Enquanto o modelo de dois clusters consegue explicar 13.4% da variância total, o modelo com três clusters apresentou uma variância total de 21.0%. A distribuição dos indivíduos em dois e três clusters nos

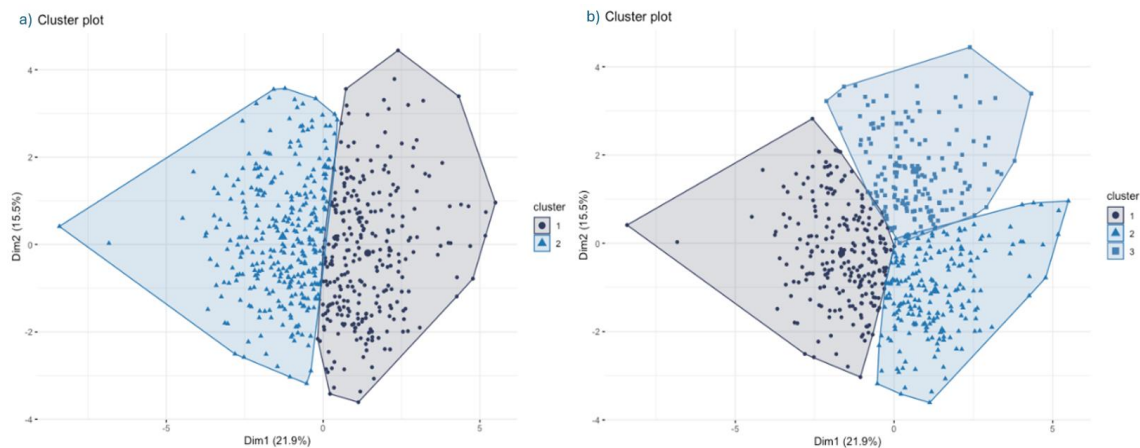


Figura 3 – Representação bidimensional dos clusters obtidos pelo algoritmo K-means. (a) Dois clusters identificados, cada grupo é delimitado por polígonos convexas. (b) Aplicação de três agrupamentos, apresentando uma maior complexidade estrutural.

modelos desenvolvidos pelo método de *k-means* é evidenciada na Figura 3 a) e b), respetivamente. Ao nível do desempenho do modelo no conjunto de teste, a matriz de confusão (Tabela 2) demonstrou que o modelo de três clusters apresentou uma taxa de erro de cerca 73% no conjunto de teste.

Tabela 1 - Matriz de confusão com a comparação entre as previsões do modelo de k-means para três clusters e os valores de referência da base de dados.

Previsão do Modelo	Valores de Referência		
	Pobre & Moderada	Boa	Excelente
Cluster 1	11	53	26
Cluster 2	22	41	15
Cluster 3	13	43	33

Estatística inferencial

O teste de Mardia apresentaram um $p\text{-value} = 7.381 \times 10^{-62}$ e demonstra que os dados não seguem uma distribuição normal multivariada, invalidando o pressuposto de normalidade. Em relação ao teste de Box M, os resultados encontram-se expressos na tabela 2, onde se verifica que as variáveis Anos de trabalho e Idade apresentam um $p\text{-value}$ superior ao nível de significância ($\alpha = 0.05$), o que leva à validação do pressuposto.

Tabela 2 - Resultados do teste de Box M para validação de pressupostos.

Variável Independente	Estatística de teste	<i>p-value</i>
ICT	$X^2(20) = 44.744$	0.001195
Anos de trabalho	$X^2(30) = 30.956$	0.4176
Sexo	$X^2(10) = 28.108$	0.001735
Idade	$X^2(30) = 37.98$	0.1503
Clusters	$X^2(20) = 140.27$	$< 2.2e^{-16}$

Apesar da rejeição de pressupostos, foi implementada MANOVA para todas as variáveis elencadas. Desta forma, verificou-se que há pelo menos um grupo que apresenta uma média diferente dos restantes grupos em todas as variáveis, algo que pode ser comprovado na tabela 3.

Em relação *Effect size*, apenas a variável Clusters mostrou um efeito grande. As restantes variáveis apresentam um *Effect size* de pequeno, como podemos observar no Anexo 4.

Tabela 3 - Resultados do Traço de Pillai e respetiva estatística de teste.

Variável Independente	Estatística de teste	<i>p-value</i>
ICT	$F(8;1266) = 9.40$	$1.122e^{-12}$
Anos de trabalho	$F(12;1791) = 3.192$	0.0001533
Sexo	$F(4;597) = 16.093$	$1.598e^{-12}$
Idade	$F(12;1791) = 3.7869$	$1.03e^{-05}$
Clusters	$F(8;1194) = 186.57$	$< 2.2e^{-16}$

Discussão

Inicialmente os pressupostos para a aplicação da PCA (Anexo 2) evidenciaram adequação dos dados para esta abordagem, com o teste de Bartlett a rejeitar a hipótese nula (a matriz de correlação é diferente à matriz identidade) e os valores de KMO a confirmarem a presença de correlações significativas entre as variáveis. Obteve-se um determinante da matriz que demonstra ser maior que zero o que implica a inexistência de multicolinearidade excessiva.

A escolha das quatro CP, explicativas de cumulativamente 54.6% da variância total, aparenta ter resultado num equilíbrio satisfatório entre a simplificação do modelo e a preservação da variabilidade nos dados. Os *biplots* da figura 1 corroboram esta conclusão, revelando padrões de agrupamento e dispersão que sugerem diferenças nas estratégias de *coping* adotadas pelos profissionais de saúde.

Determinou-se que a CP1 e CP3 são maioritariamente associadas a *coping* adaptativo, focadas em estratégias focadas nos problemas e estratégias focadas nas emoções respetivamente, enquanto a CP2 e CP4 estão associadas a *coping* mal-adaptativo com estratégias disfuncionais, mudando apenas as variáveis a que cada componente tem maior associação.

A adição de variáveis suplementares permitiu explorar as relações sociodemográficas e a sua contribuição na explicação da variância das estratégias de *coping*. No entanto, estas não aumentaram significativamente a variância explicada ou alteraram os padrões das CP, sendo que a decisão de não as incluir no estudo depende mais de interesses práticos e da falta de relevância.

Note-se que os resultados da regressão linear indicaram que a inclusão das CP foi eficaz para capturar a variabilidade relevante nos dados, mantendo uma boa capacidade preditiva.

Descendo ao particular, verifica-se que na análise de sensibilidade, apesar de pequenas variações nos valores próprias e nas variâncias explicadas, os resultados indicaram que a redução da dimensionalidade por meio da PCA foi consistente nas subpopulações analisadas. A robustez da análise também foi confirmada, demonstrando que a PCA se manteve válida para diferentes categorias de profissionais de saúde. A contribuição das variáveis na PCA revela diferenças importantes entre subpopulações de profissionais de saúde, refletindo as distintas formas como cada grupo reage ao *stress* ocupacional. Estas diferenças podem ser explicadas pela natureza das responsabilidades e níveis de tomada de decisão inerentes a cada categoria profissional. Os médicos, frequentemente na linha de frente das decisões críticas que afetam diretamente a saúde dos pacientes, apresentam maior associação com estratégias de *coping* proativas e orientadas para o planeamento. Por outro lado, os enfermeiros, embora também envolvidos em decisões relevantes, atuam dentro de uma hierarquia onde obedecem às diretrizes médicas, o que pode explicar a predominância de estratégias relacionadas à regulação emocional e ao suporte social. Finalmente, os técnicos, cuja função se concentra na execução de exames e relatórios diagnósticos sem envolvimento direto nas decisões finais, tendem a adotar estratégias menos baseadas no enfrentamento direto de problemas, refletindo seu papel mais operacional. Essas diferenças sublinham a necessidade de abordagens personalizadas para apoiar cada grupo para lidar com o *stress* e na promoção de bem-estar no ambiente de trabalho.

Passando à AC, a avaliação do dendrograma, aquando da abordagem hierárquica, não permitiu uma identificação imediata do número de clusters. Não obstante, apesar do índice ICT estar categorizado em três níveis, a divisão em três clusters revelou uma distribuição assimétrica dos indivíduos, o que pode ser sugestivo de uma estrutura inerente aos dados em estudo. Nesta fase, especulou-se sobre esta divisão entre clusters poder estar associada às dimensões da escala *Brief COPE*, ou à diferenciação entre estratégias de *coping* adaptativo e mal adaptativo dos níveis de *Brief COPE*, por exemplo.

Perante esta situação, optou-se por prosseguir com técnica de otimização de *k-means* para dois e três clusters. Os gráficos representativos de ambos os modelos (Figura 3) demonstram uma delimitação bem definida de cada cluster, contendo apenas uma leve área de sobreposição entre os clusters com um número de observações ambíguas visualmente reduzido. Ambos os modelos apresentam limitações, porém o modelo de três clusters apresentou um ligeiro aumento da variância total em comparação ao modelo de dois clusters. Ora, este aumento motivou a aplicação desse modelo ao conjunto de dados de teste, tanto para avaliar a sua robustez como forma de explorar a associação com a escala ICT. Contudo, a matriz de confusão (Tabela 2) evidencia discrepâncias na classificação correta dos sujeitos. Embora o modelo consiga identificar similaridades entre os indivíduos, este demonstra uma baixa convergência com o critério ICT. Esta reduzida correspondência (cerca de 27%) é sugestiva das dificuldades do modelo em discriminar os indivíduos entre os grupos e, como tal, das suas limitações em detetar padrões latentes aos dados.

Por fim, na estatística inferencial, o teste de Normalidade de Mardia apresenta um $p\text{-value} < 0.05$, o que demonstra que os dados não seguem uma distribuição normal multivariada, rejeitando assim a hipótese nula. Em alternativa, pode-se avaliar que no caso univariado, a componente CP3 é a única que apresenta normalidade. No teste de Box-M, as matrizes de variância-covariância devem ser idênticas, hipótese nula, e como se pode observar tabela 3, as únicas variáveis independentes que apresentam um $p\text{-value} < 0.05$ são: Anos de trabalho e Idade. De acordo com a tabela 4, as variáveis independentes apresentam resultados significativos. Assim, no futuro, será necessário calcular a ANOVA univariada e realizar comparações múltiplas.

Conclusão

A presente análise demonstrou a adequação da PCA para a redução dimensional dos dados sobre estratégias de *coping* em profissionais de saúde, capturando de forma robusta padrões de variabilidade relevantes. A identificação de quatro componentes principais, com uma explicação cumulativa de 54.5% da variância total, permitiu um compromisso eficaz entre simplificação e preservação informativa, com *biplots* destacando as diferenças nas estratégias de enfrentamento conforme as categorias profissionais. A robustez dos resultados foi confirmada por análises de sensibilidade e consistência entre subgrupos, reforçando a validade do modelo aplicado.

A análise de clusters sugeriu uma estrutura subjacente nos padrões de *coping*, ainda que com limitações na correspondência com o critério ICT. Apesar de o modelo de três clusters proporcionar uma maior variância explicada em relação a dois clusters, a baixa precisão de classificação aponta para desafios na detecção de padrões latentes mais claros. Adicionalmente, os testes estatísticos indicaram a necessidade de futuras abordagens, como ANOVA univariada e comparações múltiplas, para explorar diferenças significativas associadas a variáveis demográficas. Estes resultados sublinham tanto a complexidade do fenômeno estudado quanto a importância de uma análise estatística robusta para o desenvolvimento de estratégias de intervenção mais direcionadas e eficazes.

Referências Bibliográficas

1. Ramos M. COPING, FATORES PSICOSSOCIAIS E CAPACIDADE PARA O TRABALHO. Universidade de Aveiro; 2014.

Anexos

Anexo 1 – Escala *Brief COPE*

Tabela 4 – Escala *Brief COPE*. Adaptado de (1).

Escala	Dimensão & Itens	Estratégias	Coping
1	Coping ativo	Centradas nos Problemas	Adaptativo
	(2) Concentro os meus esforços para fazer alguma coisa que me permita enfrentar a situação		
	(7) Tomo medidas para tentar melhorar a minha situação		
2	Planeamento		
	(14) Tento encontrar uma estratégia que me ajude no que tenho que fazer		
	(25) Penso muito sobre a melhor forma de lidar com a situação		
3	Reinterpretação positiva	Focadas nas Emoções	
	(10) Peço conselhos e ajuda a outras pessoas para enfrentar melhor a situação		
	(23) Peço conselhos e ajuda a pessoas que passaram pelo mesmo		
4	Aceitação		
	(12) Tento analisar a situação de maneira diferente, de maneira a torná-la mais positiva		
	(17) Procuro algo positivo em tudo o que está a acontecer		
5	Humor		
	(20) Tento aceitar as coisas tal como estão a acontecer		
	(24) Tento aprender a viver com a situação		
6	Religião		
	(18) Enfrento a situação levando-a para a brincadeira		
	(28) Enfrento a situação com sentido de humor		
7	Uso de apoio emocional		
	(22) Tento encontrar conforto na minha religião ou crença espiritual		
	(27) Rezo ou medito		
8	Uso de apoio instrumental	Centradas nos Problemas	Mal-adaptativo
	(5) Procuro apoio emocional de alguém (família, amigos)		
	(15) Procuro o conforto e compreensão de alguém		
9	Autodistração	Disfuncionais	
	(1) Refugio-me noutras atividades para me abstrair da situação		
	(19) Faço outras coisas para pensar menos na situação, tal como ir ao cinema, ver TV, ler, sonhar, ou ir às compras		
10	Negação		

	(3) Tenho dito para mim próprio(a): “isto não é verdade”		
	(8) Recuso-me a acreditar que isto esteja a acontecer comigo		
11	Expressão de sentimentos		
	(9) Fico aborrecido e expesso os meus sentimentos		
	(21) Sinto e expesso os meus sentimentos de aborrecimento		
12	Uso de substâncias		
	(4) Refugio-me no álcool ou noutras drogas (comprimidos, etc.) para me sentir melhor		
	(11) Uso álcool ou outras drogas (comprimidos) para me ajudar a ultrapassar os problemas		
13	Desinvestimento comportamental		
	(6) Simplesmente desisto de tentar lidar com isto		
	(16) Desisto de me esforçar para lidar com a situação		
14	Autoculpabilização		
	(13) Faço críticas a mim próprio		
	(26) Culpo-me pelo que está a acontecer		

Anexo 2 – Pressupostos

A análise de Componentes Principais requer que os seguintes pressupostos sejam cumpridos:

- **Teste de Bartlett:**

H0: Matriz de correlação é igual da matriz de identidade vs H1: Matriz de correlação é diferente da matriz de identidade.

Este teste é baseado no teste de qui-quadrado, com 91 graus de liberdade, valor do teste estatístico igual a 1693.33, e com *p-value* inferior ao valor de significância ($\alpha=0.05$). Assim sendo, rejeita-se H0 e conclui-se que a matriz de correlação não é idêntica à matriz de identidade.

Com este resultado, podemos determinar que existem correlações significativas, ou seja, a suposição foi validade.

- **KMO score**

Números de KMO inferiores a 0.70 indicam que correlações entre pares de variáveis não podem ser explicadas por outras variáveis, indicando que a análise fatorial não é adequada. Como podemos ver, o valor de KMO é 0,74, o que mostra que nossos dados são adequados para prosseguir com a análise, então essa suposição é, também, validada.

- **Cálculo do determinante da matriz**

Embora pequeno, o valor do determinante da matriz foi positivo, 0.0582. Esta suposição é, portanto, validada.

Para a análise de sensibilidades no grupo dos enfermeiros:

- **Teste de Bartlett:**

H0: Matriz de correlação é igual da matriz de identidade vs H1: Matriz de correlação é diferente da matriz de identidade.

Este teste é baseado no teste de qui-quadrado, com 91 graus de liberdade, valor do teste estatístico igual a 256.63, e com *p-value* inferior ao valor de significância ($\alpha=0.05$). Assim sendo, conclui-se que se rejeita H0 e que a matriz de correlações não é idêntica à matriz de identidades.

Com este resultado, podemos determinar que existem correlações significativas a suposição foi validade.

- **KMO score**

Números de KMO inferiores a 0.70 indicam que correlações entre pares de variáveis não podem ser explicadas por outras variáveis, indicando que a análise fatorial não é adequada. Como podemos ver, o valor de KMO é 0,65, o que mostra que nossos dados são adequados para prosseguir com a análise, então essa suposição também foi validada.

- **Cálculo do determinante da matriz**

Embora pequeno, o valor do determinante da matriz foi positivo, 0.0798. Esta suposição é, portanto, validada.

Para a análise de sensibilidades no grupo dos médicos:

- **Teste de Bartlett:**

H0: Matriz de correlação é igual da matriz de identidade vs H1: Matriz de correlação é diferente da matriz de identidade.

Este teste é baseado no teste de qui-quadrado, com 91 graus de liberdade, valor do teste estatístico igual a 196.49, e com *p-value* inferior ao valor de significância ($\alpha=0.05$). Assim sendo, conclui-se que se rejeita H_0 e que a matriz de correlações não é idêntica à matriz de identidades.

Com este resultado, podemos determinar que existem correlações significativas a suposição foi validada.

- **KMO score**

Números de KMO inferiores a 0.70 indicam que correlações entre pares de variáveis não podem ser explicadas por outras variáveis, indicando que a análise fatorial não é adequada. Como podemos ver, o valor de KMO é 0,64, o que mostra que nossos dados são adequados para prosseguir com a análise, então essa suposição também foi validada.

- **Cálculo do determinante da matriz**

Embora pequeno, o valor do determinante da matriz foi positivo, 0.0146. Esta suposição é, portanto, validada.

Para a análise de sensibilidades no grupo dos técnicos:

- **Teste de Bartlett:**

H_0 : Matriz de correlação é igual da matriz de identidade vs H_1 : Matriz de correlação é diferente da matriz de identidade.

Este teste é baseado no teste de qui-quadrado, com 91 graus de liberdade, valor do teste estatístico igual a 321.97, e com *p-value* inferior ao valor de significância ($\alpha=0.05$). Assim sendo, conclui-se que se rejeita H_0 e que a matriz de correlações não é idêntica à matriz de identidades.

Com este resultado, podemos determinar que existem correlações significativas a suposição foi validada.

- **KMO score**

Números de KMO inferiores a 0.70 indicam que correlações entre pares de variáveis não podem ser explicadas por outras variáveis, indicando que a análise fatorial não é adequada. Como podemos ver, o valor de KMO é 0,67, o que mostra que nossos dados são adequados para prosseguir com a análise, então essa suposição também foi validada.

- **Cálculo do determinante da matriz**

Embora pequeno, o valor do determinante da matriz foi positivo, 0.0367. Esta suposição é, portanto, validada.

Tabela 4 - Resultados da Validação de Pressupostos para a Análise de Componentes Principais.

	Pressupostos		
	Teste de Bartlett	KMO	Determinante de Matriz
Dados de Treino	$\chi^2(91) = 1693.33$, com <i>p-value</i> = $2.26 \times 10^{(-293)}$	0.74	0.0582
Enfermeiros	$\chi^2(91) = 256.63$, com <i>p-value</i> = $1.05 \times 10^{(-17)}$	0.65	0.0798
Médicos	$\chi^2(91) = 196.49$, com <i>p-value</i> = $9.91 \times 10^{(-10)}$	0.64	0.0146
Técnicos	$\chi^2(91) = 321.97$, com <i>p-value</i> = $1.50 \times 10^{(-27)}$	0.67	0.0367

A análise da one-way MANOVA requer que os seguintes pressupostos sejam validados:

- **Distribuição da Normalidade Multivariada**

Teste de Mardia: **H0: Os dados seguem uma distribuição normal multivariada vs H1: Os dados não seguem uma distribuição normal multivariada.**

Para verificar o pressuposto, foi utilizado o teste de Mardia, que avalia a assimetria dos dados juntamente com a Kurtosis, a fim de verificar o desvio da normalidade. Como H0 foi rejeitada, ao nível de significância ($\alpha = 0,05$), concluímos que os dados não seguem uma distribuição multivariada.

- **Homogeneidade de variâncias**

Teste de Box M: avaliado para cada variável independente

H0: As matrizes de variância-covariância são homogêneas vs H1: As matrizes de variância-covariância não são homogêneas.

Por outro lado, a análise do teste de Box M nas diferentes variáveis independentes mostrou rejeitar H0 apenas nas variáveis ICT, Sexo e Clusters, levando à conclusão de que estas matrizes não são homogêneas, contrariamente ao que se observa nas variáveis Anos de Trabalho e Idade.

Anexo 3 – Biplots relativos à adição de variáveis suplementares

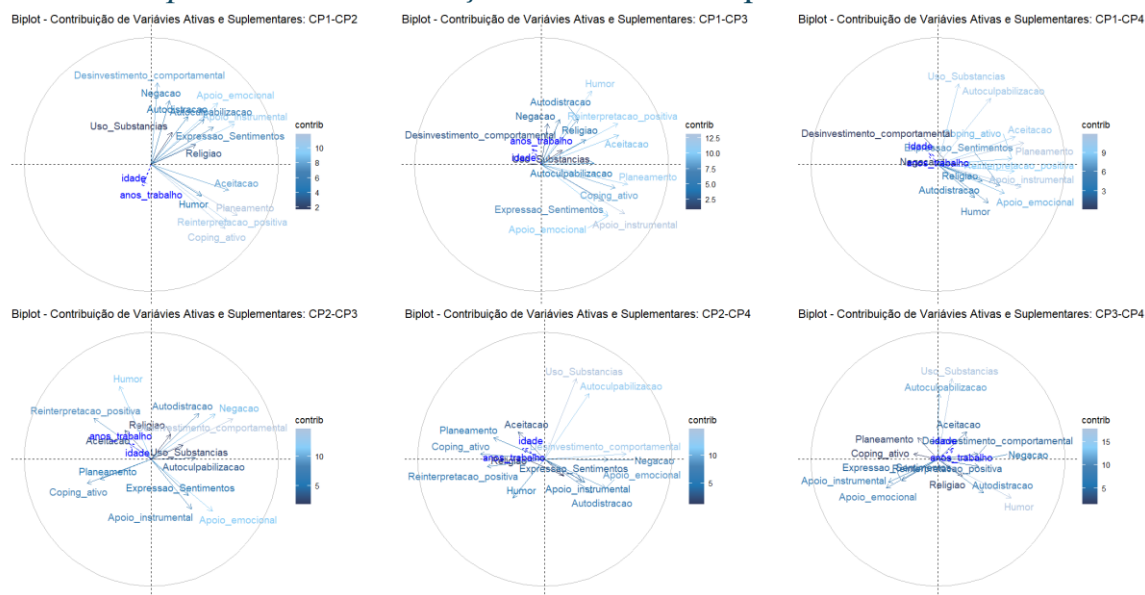


Figura 4 - Biplots representativos das contribuições das variáveis suplementares nas diferentes combinações de componentes.

Anexo 4 - Effect size

Tabela 5 - Resultados do Effect size para os modelos de MANOVA calculados.

Variável Independente	Eta2 (partial)	Interpretação
ICT	0.06	<i>small</i>
Anos de trabalho	0.02	<i>small</i>
Sexo	0.10	<i>small</i>
Idade	0.02	<i>small</i>
Clusters	0.56	<i>large</i>