



DOI: 10.14295/idonline.v19i78.4255

*Artigo*

## **Escala de Afetos Positivos e Negativos (PANAS) Versão Cabo-verdiana**

*Alcides Moreno Fortes<sup>1</sup>*

**Resumo:** O presente estudo visa investigar as propriedades psicométricas da Escala de Afetos Positivos e Negativos (PANAS) para a população cabo-verdiana. Participaram 284 pessoas, com idades entre 20 e 60 anos ( $M=47,3$ ;  $DP=9,1$ ) das nove ilhas do arquipélago e residentes na diáspora. A amostra foi dividida em duas metades para validação cruzada dos resultados. Primeiro, foram realizadas análises de itens e fatores para investigar a estrutura fatorial do PANAS. Em seguida, foram exploradas a consistência interna, a confiabilidade e a evidência externa de validade. Como esperado, o PANAS apresentou dois fatores e explicou 56,7% da variância total. As escalas de Satisfação com a Vida, Positividade e Autoestima de Rosenberg apresentaram correlação positiva com a subescala PANAS-P e negativa com a PANAS-N. Concluiu-se que o PANAS possui qualidades psicométricas satisfatórias, provando ser um instrumento confiável para medir o afeto positivo e negativo na população cabo-verdiana.

**Palavras-chave:** Afetos, Autoavaliação, Bem-estar subjetivo, Psicometria

## **Positive and Negative Affect Scale (PANAS) Cape Verdean Version**

**Abstract:** This study aims to investigate the psychometric properties of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) for the Cape Verdean population. A total of 284 people aged between 20 and 60 years ( $M=47.3$ ;  $SD=9.1$ ) from the nine islands of the archipelago and residents of the diaspora participated. The sample was divided into two halves for cross-validation of the results. First, item and factor analyses were performed to investigate the factor structure of PANAS. Next, internal consistency, reliability, and external evidence of validity were explored. As expected, the PANAS presented two factors, explaining 56.7% of the total variance. Rosenberg's Life Satisfaction, Positivity, and Self-Esteem scales demonstrated a positive correlation with the PANAS-P subscale and a negative correlation with the PANAS-N subscale. It was concluded that the PANAS has satisfactory psychometric qualities, proving to be a reliable instrument for measuring positive and negative affect in the Cape Verdean population.

**Keywords:** Affects, Self-assessment, Subjective well-being, Psychometrics.

<sup>1</sup> Doutorado em Psicologia pela South China Normal University (China). Mestrado em Sociologia pela Northeast Normal University (China). Graduação em Psicologia Social e das Organizações pela Universidade Jean Piaget de Cabo Verde. Professor na Universidade de Cabo Verde, na Faculdade de Ciências Sociais, Humanas e Artes, no grupo disciplinar de Psicologia. E-mail: alcidesmorenofortes@gmail.com.

## Introdução

O bem-estar é um conceito muito amplo e tem evoluído ao longo do tempo, despertando o interesse da psicologia clínica, social e da saúde (Galinha; Pais-Ribeiro, 2005), com a sua contribuição para a saúde individual comprovada empiricamente (Godinho, 2015). O conceito foi influenciado por movimentos sociohistóricos que propiciaram sua distinção e definição, dando origem a dois modelos de bem-estar: subjetivo e psicológico (Ryan; Deci, 2001).

Conforme definido pela literatura científica, o bem-estar subjetivo (BES) refere-se à satisfação da pessoa com a sua própria vida e inclui julgamentos cognitivos e reações emocionais a eventos e experiências. De acordo com Diener et al. (1999), o BES é uma categoria de fenômenos em que se encontram as respostas emocionais, as satisfações relacionadas com domínios específicos da vida e os julgamentos gerais de satisfação com a vida. No que diz respeito à dimensão afetiva ou emocional do BES, esta inclui dois tipos de afetos, nomeadamente o afeto positivo e o afeto negativo. De acordo com Watson et al. (1988), o afeto positivo (AP) refere-se ao grau de entusiasmo, atividade e alerta de uma pessoa, enquanto o afeto negativo (AN) é formado por estados de humor aversivos, tais como raiva, culpa e medo.

De acordo com Russell e Barrett (1999), o afeto é experimentado continuamente e é caracterizado como um estado de prazer ou descontentamento experimentado com algum grau de ativação. Russell (2003) define o afeto como um estado neurofisiológico conscientemente acessível, sendo uma combinação de hedônico, prazer ou antipatia, ativação, sonolência ou ativação. Ekkekakis (2013) considera estados afetivos de prazer, desgosto, tensão, calma, energia e cansaço. No entanto, o estudo sobre o efeito surgiu na década de 1960, quando Bradburn (1969) utilizou o afeto positivo e negativo no estudo sobre o bem-estar, o que mais tarde impulsionou o surgimento do PANAS (Watson ; Tellegen, 1985).

Vários instrumentos surgiram para medir as duas dimensões da afetividade, entre os quais se destaca o Positive and Negative Affect Schedule (PANAS), de Watson et al. (1998), por ser uma medida breve, fácil de administrar e válida para medir ambas as dimensões do afeto. Em relação à sua estrutura, a escala possui vinte (20) itens, dez (10) dos quais correspondem ao Afeto Positivo e os dez (10) restantes ao Afeto Negativo (Watson et al., 1998).

A PANAS é um instrumento confiável, amplamente validado e adaptado por pesquisadores de vários países, como China (Ting-Ting et al., 2015), Brasil (Carvalho et al., 2013), Portugal (Galinha; Pais-Ribeiro, 2005) e Espanha (Ortuño-Sierra et al., 2015).

Estudos empíricos demonstraram que o afeto também é influenciado pela personalidade, na medida em que traços de personalidade como extroversão, socialização, realização e abertura tiveram correlação positiva com o afeto positivo. Em contrapartida, o afeto negativo teve correlação positiva com o neuroticismo e correlação negativa com a socialização (Endres et al., 2010). Além disso, os conceitos de satisfação com a vida, positividade e autoestima apresentaram correlações positivas com o afeto positivo e correlações negativas com o afeto negativo. De acordo com esses resultados, pessoas que frequentemente experimentam afeto positivo tendem a estar mais satisfeitas com suas vidas, têm visões positivas da vida e têm um nível mais alto de autoestima. Por outro lado, aqueles que experimentaram mais afeto negativo geralmente estão mais insatisfeitos com suas vidas, têm expectativas mais negativas sobre o futuro e têm baixa autoestima (Zanon et al., 2013). Embora os afetos positivos e negativos representem o componente afetivo do bem-estar subjetivo e desempenhem um papel significativo na prevenção e promoção da saúde mental, em Cabo Verde ainda não há nenhum estudo sobre a validação de qualquer instrumento para medir o afeto positivo e negativo nessa população. Portanto, este é o primeiro estudo a apresentar a validade da Escala de Afetos Positivos e Negativos (PANAS) (Watson et al., 1998) para a população cabo-verdiana.

## **Metodologia**

### ***Participantes***

Uma amostra não probabilística de 284 indivíduos, dos quais 109 eram homens (38,4%) e 175 eram mulheres (61,6%), respondeu a um questionário online. Os participantes informaram sua idade em faixas etárias. Os participantes nas faixas etárias de 16 a 19 anos representavam 2,1%, de 20 a 29 anos representavam 27,8%, de 30 a 39 anos representavam 49,3%, de 40 a 49 anos representavam 15,8%, de 50 a 59 anos representavam 3,9% e com 60 anos ou mais representavam 1,1%. Entre os cabo-verdianos, 94,4% nasceram nas ilhas do arquipélago, 5,6% no exterior e 63,4% nasceram na Ilha de Santiago. 69,7% eram solteiros, 15,8% eram casados, 12,3% viviam em união estável, 2,1% eram divorciados e 79,9%

religiosos católicos romanos. Em termos de nível de escolaridade, 8,4% dos participantes tinham concluído o ensino fundamental, 25,7% tinham concluído o ensino médio e 65,8% tinham diploma universitário. No que diz respeito à situação profissional, o grupo de participantes era composto por 41,6% de aposentados, 3,5% de desempregados, 53,3% de empregados fixos (públicos, privados ou autônomos), 6% de empregados em tempo parcial e 22,9% de estudantes. Informações adicionais sobre todas as características dos participantes podem ser encontradas na Tabela 1.

**Tabela 1.** Características sociodemográficas dos participantes

Variáveis	n	%	Variáveis	n	%
<b>Gênero</b>			<b>Crença religiosa</b>		
Masculino	109	38,4	Cristianismo	266	93,7
Feminino	175	61,6	Outra crença	18	6,3
<b>Idade</b>			<b>Nível de escolaridade</b>		
16-19 anos	6	2,1	Ensino fundamental	24	8,4
20-29 anos	79	27,8	Ensino médio	73	25,7
30-39 anos	140	49,3	Graduação universitária	187	65,8
40-49 anos	45	15,8	<b>Situação profissional</b>		
50-59 anos	11	3,9	Aposentado	73	41,6
60 anos ou mais	3	1,1	Desempregado	6	3,3
<b>Estado civil</b>			Emprego fixo	98	53,3
Solteiro (a)	233	82,1	Tempo parcial	17	6
Casado (a)	45	15,8	Estudante	65	22,9
Divorciado (a)	6	2,1			

Fonte: Dados do estudo.

### **Instrumentos**

#### ***Escala de Afetos Positivos e Negativos (PANAS) (Watson et al., 1988)***

O afeto positivo e negativo foi medido pela Escala de Afeto Positivo e Negativo (PANAS) (Watson et al., 1988), que contém 20 itens em duas subescalas que avaliam o afeto positivo e negativo de uma pessoa em uma escala Likert de 5 pontos (por exemplo, (1) = muito pouco ou nada a (5) = extremamente). Os resultados indicam a excelente confiabilidade da consistência interna da escala, 0,85 da escala de afeto positivo (PANAS-P) e 0,87 da escala de

afeto negativo (PANAS-N). A correlação entre a escala de afeto positivo e negativo está próxima de zero, indicando a ortogonalidade entre as subescalas de afeto positivo e negativo.

### ***Medidas de evidência externa de validade***

#### ***Escala de satisfação com a vida (SWLS)***

A Escala de satisfação com a vida (SWLS) (Diener et al., 1985) é um instrumento breve de cinco itens amplamente utilizado para medir julgamentos cognitivos globais de satisfação com a vida. Os itens são classificados em uma escala Likert de 7 pontos (por exemplo, de discordo totalmente a concordo totalmente). Os resultados confirmaram uma estrutura unidimensional, e a consistência interna variou de 0,79 a 0,89, indicando que a escala tem alta consistência interna (Pavot & Diener, 1993). A consistência interna para o presente estudo variou de 0,79 a 0,89, indicando que a escala tem alta consistência interna (Pavot & Diener, 1993). A consistência interna para o presente estudo, estimada pelo alfa de Cronbach, foi de 0,84.

#### ***Escala de positividade (EP)***

A positividade foi medida pela Escala de Positividade (EP) (Caprara et al., 2012), que consiste em oito itens projetados para avaliar diretamente uma disposição necessária para ver a vida e as experiências de maneira positiva (POS). A visão positiva que o indivíduo tem de si mesmo é representada pelos itens 5, 7 e 8, a satisfação do indivíduo com a vida é representada pelo item 2, a atitude positiva do indivíduo em relação ao futuro é representada pelos itens 1 e 4, a confiança do indivíduo nas outras pessoas é representada pelo item 3 e a visão negativa do indivíduo em relação ao futuro é representada pelo item 6 (pontuação reversa). Os itens são respondidos em uma escala de 5 pontos (por exemplo, de discordo totalmente a concordo totalmente). A pontuação total da Escala P foi calculada somando as respostas aos oito itens, de modo que pontuações mais altas indicavam maior positividade. Cabe ressaltar que, no presente estudo, excluímos o item 6 e utilizamos apenas sete itens. A consistência interna do presente estudo, estimada pelo alfa de Cronbach, foi de 0,74.

### ***Autoestima***

A autoestima foi medida pela Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) (Rosenberg, 1965), que é uma medida breve de autoavaliação que avalia a autoestima de adolescentes e adultos. A EAR pode ser pontuada simplesmente somando os 10 itens em uma escala ordinal de 4 pontos (por exemplo, de discordo totalmente a concordo totalmente) após inverter os itens 2, 5, 6, 8 e 9. Pontuações mais altas indicam níveis mais elevados de autoestima. A EAR demonstrou ter forte confiabilidade, validade discriminante e validade convergente. Os resultados confirmaram a estrutura fatorial única, e a consistência interna variou de 0,70 a 0,81. A consistência interna para o presente estudo, estimada pelo alfa de Cronbach, foi de 0,73.

## Procedimentos

Considerando que a versão original das escalas encontrava-se em inglês, procurou-se a versão em português. Inicialmente, a escala foi enviada a um pequeno grupo de pessoas para investigar possíveis dificuldades no nível de instrução e compreensão dos itens. Após a validação semântica, foi criada uma versão online na plataforma Google Docs. A divulgação do estudo e o pedido de colaboração com as pessoas foram feitos através do *Facebook*, *Viber*, *WhatsApp*, *Messenger* e *WeChat*, sendo selecionados grupos que congregavam a população em questão. Aqueles que decidiram participar responderam a uma pesquisa online. O termo “livre consentimento informado” foi adicionado na primeira página da pesquisa como único avanço no questionário, mediante a aceitação dos termos e a participação. Como era obrigatório responder a todos os itens, não houve ausência de respostas entre todos os participantes. O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa Humana da Universidade Normal do Sul da China. A meta da amostra do estudo era inicialmente de 400 indivíduos. No entanto, foram devolvidos 284 questionários devidamente preenchidos, resultando em uma taxa de resposta de 71% dos participantes deste estudo. Essa resposta pode ser considerada válida em pesquisas sociais (Richardson, 2005; Babbie, 1973; Kidder, 1981). O link para participar da pesquisa ficou disponível por 30 dias, e os participantes não receberam nenhuma remuneração pela participação na pesquisa. Devido ao primeiro objetivo do estudo (validade dos instrumentos), foi realizada uma análise sobre a consistência interna de todos os instrumentos utilizados no estudo, a partir do alfa de Cronbach.

## Análise de dados

O software SPSS foi utilizado para realizar testes estatísticos e de correlação de Pearson. Conforme mencionado anteriormente, os dados foram coletados em um programa de pesquisa online hospedado pelo Google Docs, e as respostas apareceram no Microsoft Excel e foram transferidas para o SPSS para análise. Inicialmente, foram calculadas as estatísticas descritivas para os vinte itens e a pontuação média do PANAS. As correlações item-total corrigidas para os vinte itens do PANAS foram utilizadas para a análise dos itens. A análise da estrutura fatorial do PANAS foi realizada por meio da Análise Fatorial Exploratória (AFE) e da Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Nesse sentido, as amostras foram separadas aleatoriamente em duas metades para examinar a validade interna do instrumento.

O método de análise de componentes principais foi utilizado para realizar uma AFE com a primeira metade da amostra ( $n_1 = 142$ ). Portanto, o teste de *Kaiser-Meyer Olkin (KMO)* e a medida do teste de Bartlett de adequação da amostra foram utilizados para examinar a adequação da Análise Fatorial. Além disso, uma AFC foi realizada com a segunda metade da amostra ( $n_2 = 142$ ) para a validade cruzada da estrutura. O qui-quadrado ( $\chi^2$ ), o Índice de ajuste comparativo (CFI), o Índice de Tucker-Lewis (TLI), a Raiz quadrada média residual padronizada (SRMR) e o Raiz quadrada da média do erro de aproximação (RMSEA) foram escolhidos para avaliar o ajuste do modelo. Os critérios utilizados para um ajuste adequado do modelo foram os seguintes: valores de CFI e TLI entre 0,90 e 0,95, valor de corte de SRMR próximo a 0,08 ou menos e valor de RMSEA próximo a 0,06 ou menos indicam um bom ajuste do modelo. Os seguintes critérios foram adotados para um bom ajuste do modelo: CFI e TLI acima de 0,95, SRMR menor ou igual a 0,04 e RMSEA menor que 0,06 (Bentler, 1990; Browne e Cudek, 1993; Schreiber et al., 2006).

O coeficiente alfa de Cronbach foi utilizado para medir a consistência interna das escalas. As análises de validade convergente foram conduzidas utilizando as correlações de Pearson entre o PANAS-P e o PANAS-N e o SWLS, a EP e o EAR. Em suma, todos os procedimentos de análise de dados foram conduzidos utilizando o software estatístico IBM SPSS 21.0 (SPSS Inc., Chicago, IL, EUA) para a análise descritiva, testes de confiabilidade e correlações entre as variáveis do estudo, e o MPlus 8.1 (Muthén; Muthén, 2017) para análises fatoriais exploratórias e confirmatórias.

## **Resultados**

### **Dados Descritivos do PANAS**

A Tabela 2 descreve a média, o desvio padrão, a análise do alfa de Cronbach em itens padronizados, a correlação item-total, a variância explicada pelo valor próprio e a carga fatorial da escala. A pontuação média para os 20 itens do PANAS variou de 1,39 ( $DP = 0,79$ ) a 3,83 ( $DP = 0,94$ ), e as correlações item-total corrigidas variaram de 0,22 (Item 19) a 0,52 (Item 3). A estimativa da consistência interna com o alfa de Cronbach para o PANAS foi de 0,82. Assim, esses resultados forneceram suporte para explorar mais a fundo a estrutura fatorial do PANAS com a Amostra 1.

### **Avaliação da dimensionalidade**

A média, o desvio padrão, a análise do alfa de Cronbach em itens padronizados, a variância explicada pelo valor próprio e a carga fatorial do PANAS-P e do PANAS-P são apresentados na Tabela 2. A análise factorial exploratória foi realizada com a primeira metade da amostra ( $n1 = 142$ ). Portanto, o PANAS de 20 itens foi submetido à AFE de componentes principais com rotação Varimax para verificar sua estrutura após maximizar sua saturação. Como resultado, a escala apresentou um total de quatro fatores com uma variância total explicada de 60,4%, bem como um *Keyser Meyer Olkin (KMO)* = 0,85 e um teste de esfericidade de Bartlett com significância estatística ( $p < 0,001$ ). Devido à composição original da escala: dois fatores, a análise factorial exploratória foi repetida forçando dois fatores, tendo apresentado uma variância total explicada de 49,4%. O *Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)* = 0,85 e o teste de esfericidade de Bartlett  $\chi^2$  ( $df$ ) = 1258,2 (19),  $p < 0,001$ . O primeiro fator explicou 26,3% da variância, reúne os itens que avaliam o PANAS-P, com cargas fatoriais entre 0,50 (item 19) e 0,73 (itens 10 e 13), e alcançando  $\alpha = 0,81$ . A segunda dimensão explicou 49,4% e reuniu os itens que avaliam o PANAS-N, com saturações entre 0,53 (item 6) e 0,76 (item 4), e  $\alpha = 0,54$ .

A correlação entre as dimensões não foi significativa ( $r = 0,001, p > 0,050$ ), próxima de zero, conforme defendido pelos autores. Portanto, na escala original, tal correlação foi de -0,17, ou seja, as correlações na escala original, assim como na escala aqui apresentada, são de magnitude semelhante e seguem o modelo dos autores. O critério  $\leq 0,40$  foi adotado como o

valor numérico mínimo para o coeficiente de saturação; abaixo desse valor, o item seria eliminado (Watson et al., 1988; Galinha & Pais-Ribeiro, 2005). Os resultados da análise fatorial comprovaram a amostra (ver Tabela 2), ou seja, todos os 20 itens carregaram nos dois fatores com cargas fatoriais satisfatórias  $\geq 0,50$ .

### **Análise fatorial confirmatória (AFC)**

Para validar o modelo exploratório, foi realizada uma análise fatorial confirmatória com a segunda metade da amostra ( $n_2 = 142$ ). Os resultados da AFC, embora tenham apoiado o modelo de dois fatores, revelaram um ajuste inadequado:  $\chi^2 (df) = 308,6 (16), p < 0,001$ ; CFI = 0,84; TLI = 0,82; RMSEA = 0,07; SRMR = 0,08. Da mesma forma, a análise dos índices de modificação mostrou que as correlações de alguns pares de itens de erro diminuiriam significativamente o valor do qui-quadrado e, consequentemente, aumentariam o RMSEA. Assim, com a modificação mencionada, o modelo revisado produziu um ajuste aceitável:  $\chi^2 (df) = 230,1 (16), p < 0,001$ ; CFI = 0,92; TLI = 0,91; RMSEA = 0,05; SRMR = 0,07. No PANAS-P, as cargas fatoriais para o modelo foram: Item1 = 0,57; Item3 = 0,43; Item5 = 0,48; Item8 = 0,55; Item10 = 0,80; Item11 = 0,71; Item13 = 0,77; Item15 = 0,60; Item17 = 0,35; Item19 = 0,47. Enquanto que no PANAS-N, as cargas fatoriais para o modelo foram: Item2 = 0,51; Item4 = 0,63; Item6 = 0,60; Item7 = 0,58; Item9 = 0,56; Item12 = 0,59; Item14 = 0,73; Item16 = 0,57; Item18 = 0,59; Item20 = 0,52.

**Tabela 2.** Análise fatorial exploratória da versão cabo-verdiana do PANAS

Itens	<i>M</i> (DP)	$\alpha$	ITC	Craga Fatorial	
				PANAS-P	PANAS-N
Item1: Interessado	3,50(0,91)	0,81	0,31	0,58	
Item3: Animado	2,72(1,09)	0,80	0,52	0,62	
Item5: Forte	2,74(1,03)	0,81	0,40	0,59	
Item8: Entusiasmado	3,61(0,98)	0,81	0,35	0,57	
Item10: Orgulhoso	3,46(1,07)	0,80	0,46	0,73	
Item11: Alerta	3,53(1,10)	0,81	0,34	0,56	
Item13: Inspirado	3,20(1,08)	0,80	0,48	0,73	
Item15: Determinado	3,47(0,99)	0,81	0,40	0,68	
Item17: Atento	3,82(0,90)	0,81	0,30	0,58	
Item19: Ativo	3,83(0,94)	0,82	0,22	0,50	
Item2: Angustiado	1,59(0,51)	0,81	0,36		0,73
Item4: Chateado	1,39(0,79)	0,80	0,49		0,76

Item6: Culpado	1,64(0,86)	0,81	0,40	0,53
Item7: Assustado	1,54(0,90)	0,81	0,39	0,58
Item9: Hostil	1,45(.855)	0,81	0,37	0,61
Item12: Irritado	1,93(.99)	0,81	0,36	0,63
Item14: Envergonhado	1,59(.85)	0,81	0,36	0,63
Item16: Nervoso	2,07(1,13)	0,81	0,40	0,70
Item18: Agitado	1,65(.91)	0,81	0,36	0,71
Item20: Medo	1,64(.95)	0,81	0,40	0,71
<i>Autovalor</i>				5,27 /4,62
<i>Variação explicada</i>				49,4%
<i>Média (DP)</i>				50,4 (9,20)
<i>Confiabilidade alfa</i>				0,82

Fonte: Dados do estudo.

### Validade convergente

A validade convergente foi realizada utilizando a Escala de Afetos Positivos e Negativos (PANAS) e outras medidas correlacionadas (ver Tabela 3). Os resultados mostraram que o PANAS-P se correlacionou positivamente com o SWLS ( $r = 0,32, p < 0,001$ ), a EP ( $r = 0,38, p < 0,001$ ) e o EAR ( $r = 0,35, p < 0,001$ ). Por outro lado, o PANAS-N correlacionou-se negativamente com o SWLS ( $r = -0,17 p < 0,001$ ), a EP ( $r = -0,29 p < 0,001$ ) e o EAR ( $r = -0,33 p < 0,001$ ). Como esperado, o PANAS-P correlacionou-se positivamente com a satisfação com a vida, a autoestima e a positividade, enquanto o PANAS-N correlacionou-se negativamente com as escalas mencionadas acima. Assim, esta escala apresenta excelentes propriedades psicométricas, podendo, consequentemente, ser utilizada na população cabo-verdiana.

**Tabela 3 - Validade convergente**

Escalas	M (DP)	1	2	3	4
1 PANAS-P	34,4 (6,58)	-			
2 PANAS-N	16,0 (6,07)	0,01	-		
3 SWLS	18,1 (4;06)	0,32***	-0,17***	-	
4 EP	28,1 (3;59)	0,38***	-0,29***	0,60***	-
5 EAR	24,6 (0,35)	0,35***	-0,33***	0,43***	0,52***

\*\*\* $p < .001$

Fonte: Dados do estudo.

## **Discussão**

O presente estudo demonstrou alguns aspectos da validade do construto da Escala de Afeto Positivo e Negativo para a população de Cabo Verde a partir de diferentes fontes de evidência. A escala apresentou índices de consistência interna adequados, com pontuação de 0,85 para a subescala PANAS-P e 0,87 para a subescala PANAS-N. Esses resultados foram quase semelhantes aos estabelecidos por Watson, Clark e Tellengen (1988), ou seja, a consistência interna para o PANAS variou entre 0,86 e 0,90 para afeto positivo e 0,86 e 0,87 para afeto negativo. Além disso, os resultados foram praticamente equivalentes aos encontrados na versão portuguesa para adultos: 0,86 para o afeto positivo e 0,89 (Galinha e Pais-Ribeiro, 2005).

No tocante à estrutura dimensional, a análise de componentes principais foi forçada em dois fatores (afeto positivo e afeto negativo) e explicou 49,4% da variância total, sugerindo baixos níveis residuais, de acordo com Peterson (2000). Além disso, em ambas as análises fatoriais (EFA e CFA), os descriptores estavam semanticamente relacionados à carga dos fatores, como esperado (Watson et al., 1988). A correlação entre afeto positivo e negativo no presente estudo foi ( $r = 0,001$ ), estabelecendo uma relação de completa independência entre as duas dimensões do afeto (Galinha & Pais-Ribeiro, 2005). No entanto, é razoável concluir que houve uma relação de completa independência entre as duas dimensões do PANAS. Por exemplo, no estudo original realizado por Watson e colegas (1988), eles encontraram uma correlação entre Afetos Positivos e Negativos próxima de zero ( $r = -0,17$ ). No estudo da adaptação da Escala de Afetos Positivos e Negativos à população portuguesa, Galinha & Pais-Ribeiro (2005) replicaram a metodologia do desenvolvimento da escala original com 348 estudantes universitários e encontraram uma correlação próxima de zero entre as duas dimensões do PANAS ( $r = -0,10$ ).

A análise correlacional entre PANAS-P e PANAS-N e as subescalas de Satisfação com a Vida, Positividade e Autoestima de Rosenberg demonstrou validade de construto por meio de padrões de convergência. Portanto, na direção esperada, as correlações entre PANAS-P e PANAS-N e as escalas de satisfação com a vida e autoestima de Rosenberg foram significativas de acordo com pesquisas em diferentes culturas (Ayyash-Abdo & Alamuddin, 2007; Singh & Jha, 2008; Segabinazi et al., 2012). Da mesma forma, entre as subescalas PANAS-P e PANAS-N e as escalas de positividade (Tian, 2018). Portanto, as escalas supramencionadas se

correlacionam positivamente com o PANAS-P e negativamente com o PANAS-N. Os resultados deste estudo são consistentes com as relações teoricamente esperadas entre os construtos de afeto positivo e negativo, autoestima, positividade e satisfação com a vida.

Consequentemente, o presente estudo sobre a adaptação da Escala de Afetos Positivos e Negativos (PANAS: Watson, Clark e Tellegen, 1988) ao contexto cabo-verdiano caracteriza-se como um instrumento consistente para avaliar a dimensão afetiva do bem-estar subjetivo dessa população. Além de contribuir para a pesquisa no país, também pode ser usado em programas educacionais, escolares, vocacionais, culturais e de saúde para a população cabo-verdiana. O contexto clínico pode ser usado como material de apoio para serviços de triagem e compreensão clínica do paciente.

## Considerações Finais

Este estudo identificou boas propriedades psicométricas para o PANAS no contexto cabo-verdiano. Foi encontrada uma estrutura de dois fatores com fatores independentes para escala. No entanto, os resultados deste estudo devem ser interpretados com bastante cautela. Embora existam questões polêmicas em relação aos métodos da psicologia positiva, acredita-se que isso apenas incentive mais pesquisas. O estudo foi realizado com uma amostra pequena. Portanto, recomenda-se uma grande amostra representativa de todas as regiões do país. Também se recomenda a realização de pesquisas com amostras clínicas, uma vez que pouco se sabe sobre a eficácia do PANAS no campo do diagnóstico. Sugere-se ainda a realização de estudos longitudinais para verificar a estabilidade PANAS no tempo nesta população.

## Referências

- BRADBURN, N. M. *The structure of psychological well-being*. Aldine 1969.
- BABBIE, E.R. *Survey research methods*. Belmont, CA: Wadsworth.1973.
- BROWNE, M. W.; CUDECK, R. Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*, v. 21, n. 2, p. 230–258, nov. 1993.<https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- BENTLER, P. M. Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, v. 107, n. 2, p. 238–246, 1990. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>

CAPRARA, G. V. et al. The Positivity Scale. *Psychological Assessment*, v. 24, n. 3, p. 701–712, set. 2012. <https://doi.org/10.1037/a0026681>

CARVALHO, H. W. DE et al. Structural validity and reliability of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): Evidence from a large Brazilian community sample. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, v. 35, n. 2, p. 169–172, jun. 2013. <https://doi.org/10.1590/1516-4446-2012-0957>

DIENER, Ed; SUH, Eunkook M.; LUCAS, Richard E.; SMITH, Heidi L. Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, [S. l.], v. 125, n. 2, p. 276–302, 1999. DOI: [10.1037/0033-2909.125.2.276](https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.2.276). Disponível em: <http://doi.apa.org/getdoi.cfm?doi=10.1037/0033-2909.125.2.276>.

EISNER, E. W. *On the art and science of qualitative research in psychology*. Qualitative research in psychology: Expanding perspectives in methodology and design., p. 17–29, 2003. <https://doi.org/10.1037/10595-002>

EKKEKAKIS, P.; RUSSELL, J. A. *The Measurement of Affect, Mood, and Emotion*. 2013. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511820724>

ENDRES, P. P., ZANON, C., & HUTZ, S. As relações entre personalidade e afetos positivos e negativos. In *Salão de Iniciação Científica* v. 11, p. 18-22.set. 2010

GALINHA I, RIBEIRO J. Contribuição para o estudo da versão portuguesa da Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): II – Estudo psicométrico. *Anal Psicol* [Internet]. 2005 [cited 2015 Aug 19]; 23(2):219- 27. Available from: <http://publicacoes.ispa.pt/index.php/ap/article/viewFile/84/pdf>

GODINHO, M. *A relação entre o bem-estar subjetivo o suporte social e a esperança, na população prisional*. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10400.12/4497>>. Acesso em: 14 ago. 2025.

HU, L.; BENTLER, P. M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, v. 6, n. 1, p. 1–55, jan. 1999. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

MUTHÉN, L. K., & MUTHÉN, B. O. *Mplus: Statistical Analysis with Latent Variables: User's Guide (Version 8)*. Los Angeles, CA: Authors.2017.

ORTUÑO-SIERRA, J. et al. Dimensional structure of the Spanish version of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) in adolescents and young adults. *Psychological Assessment*, v. 27, n. 3, p. e1–e9, set. 2015. <https://doi.org/10.1037/pas0000107>

PAVOT, W.; DIENER, E. The Satisfaction With Life Scale and the emerging construct of life satisfaction. *The Journal of Positive Psychology*, v. 3, n. 2, p. 137–152, abr. 2008. <https://doi.org/10.1080/17439760701756946>

RICHARDSON, J. T. E. *Instruments for obtaining student feedback: a review of the literature*. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, v. 30, n. 4, p. 387–415, ago. 2005. <http://dx.doi.org/10.1080/02602930500099193>

ROSENBERG, M. *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton University Press, v. 1979, 31 dez. 1965.<https://doi.org/10.1515/9781400876136>

RUSSELL, J. A.; BARRETT, L. F. Core affect, prototypical emotional episodes, and other things called emotion: Dissecting the elephant. *Journal of Personality and Social Psychology*, v. 76, n. 5, p. 805–819, 1999.. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.76.5.805>

RYAN, R.; DECI, E. On Happiness and Human potentials: a Review of Research on Hedonic and Eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, v. 52, n. 1, p. 141–166, 2001.<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>

SCHREIBER, J. B. et al. Reporting Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis Results: A Review. *The Journal of Educational Research*, v. 99, n. 6, p. 323–338, jul. 2006.<https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>

TING-TING, P., XUE-CHEN, D., BIAO, S., YING, L., SHI-YUN, X., & XING-YI, F. Reliability and validity of the Chinese version of the Positive and Negative Affect Scale for Children. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 23(3), 397-400.2015

ZANON, C. et al. Desenvolvimento e validação de uma escala de afetos positivos e negativos. *Psico-USF*, v. 18, n. 2, p. 193–201, ago. 2013.<http://www.doi.org/10.1590/S1413-82712013000200003>

WATSON, D.; CLARK, L. A.; TELLEGREN, A. Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, v. 54, n. 6, p. 1063–1070, 1988<https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>

●  
Recebido: 14/08/2025; Aceito 17/09/2025; Publicado em: 31/10/2025.