



UNIVERSIDADE D  
COIMBRA

Catarina Pedro Ferreira

**CONSTRUÇÃO DE UMA NOVA VERSÃO BREVE DA  
*RESILIENCE SCALE* DE WAGNILD E YOUNG PARA  
OS ADOLESCENTES DA POPULAÇÃO PORTUGUESA  
– *RS6***

**Dissertação no âmbito do Mestrado em Psicologia Clínica e da Saúde, na  
Subárea de especialização em Intervenções Cognitivo-Comportamentais  
nas Perturbações Psicológicas e Saúde, orientada pela Professora  
Doutora Ana Paula Matos e apresentada à Faculdade de Psicologia e  
Ciências da Educação.**

Julho de 2020



UNIVERSIDADE D  
COIMBRA

Catarina Pedro Ferreira

**CONSTRUÇÃO DE UMA NOVA VERSÃO BREVE DA  
*RESILIENCE SCALE* DE WAGNILD E YOUNG PARA  
OS ADOLESCENTES DA POPULAÇÃO PORTUGUESA  
– *RS6***

**Dissertação no âmbito do Mestrado em Psicologia Clínica e da Saúde, na  
Subárea de especialização em Intervenções Cognitivo-Comportamentais  
nas Perturbações Psicológicas e Saúde, orientada pela Professora  
Doutora Ana Paula Matos e apresentada à Faculdade de Psicologia e  
Ciências da Educação.**

Julho de 2020

A presente dissertação de mestrado integrado está integrada no projeto “SMS – Sucesso, Mente e Saúde” (POISE-03-4639-FSE-000836), coordenado pela Professora Doutora Ana Paula Matos e desenvolvido no CINEICC/FPCE-UC, que tem como objetivo, entre outros, o desenvolvimento de instrumentos breves de avaliação de saúde mental. O projeto SMS é co-financiado pelo Programa Operacional Inclusão Social e Emprego- Programa Parcerias para o Impacto/Inovação Social e pelo Município da Figueira da Foz (Investidor Social). Os dados analisados na presente dissertação pertencem ao projeto e só podem ser publicados no contexto do mesmo e sob responsabilidade da coordenadora do projeto. Para as análises efetuadas foram usadas amostras do projeto "Prevenção da depressão em adolescentes Portugueses: estudo da eficácia de uma intervenção com adolescentes e pais (PTDC/MHC-PCL/4824/2012)", precursor do projeto SMS e anteriormente financiado pela Fundação para a Ciência e Tecnologia e pela Realan Foundation (USA).

Cofinanciado por:



Construção de uma nova versão breve da Resilience Scale de Wagnild e Young para os adolescentes da população portuguesa – RS6  
Catarina Pedro Ferreira | 2020  
catarina.pedro.ferreira@gmail.com

## Resumo

O presente estudo teve como objetivo a construção de uma nova versão reduzida da Escala da Resiliência de Wagnild & Young (1993), a RS-6, partindo da versão reduzida já existente aferida para os adolescentes da população portuguesa (Pinheiro & Matos, 2013), RS-13.

A RS-13 foi administrada a 1686 adolescentes da população portuguesa, com idades compreendidas entre os 12 e os 18 anos. Foram realizadas sucessivas análises fatoriais confirmatórias, assim como a análise da consistência interna de cada um dos modelos obtidos até se estabilizar uma estrutura fatorial. Para além disso, foi verificada a validade convergente com outras medidas de construtos psicológicos. Foram ainda averiguadas a estabilidade temporal do instrumento, a existência de diferenças relativamente ao género e à idade comparativamente aos níveis de resiliência que os jovens apresentaram.

Foi assim possível selecionar 6 itens da RS-13 que deram origem à RS-6 que, como a RS-13, apresenta uma estrutura unifatorial que demonstra um bom ajustamento e boa consistência interna ( $\alpha=.88$ ).

A RS-6 apresentou uma correlação forte com a RS-13 ( $r=.96$ ;  $p<.01$ ), assim como uma correlação corrigida forte ( $r=.90$ ) com a mesma. Em conformidade, as correlações que apresentou com os outros instrumentos foram no sentido esperado, demonstrando validade convergente.

Desta forma, apresentamos a RS-6 como um instrumento válido e com boas propriedades psicométricas que é adequado para avaliar a resiliência dos adolescentes da população portuguesa.

Palavras-chave: Resiliência; Adolescentes; Escala da Resiliência versão breve; Propriedades Psicométricas.

## Abstract

The present study aimed to build a new reduced version of the Wagnild & Young Resilience Scale (1993), the RS-6, based on the existing reduced version measured for the adolescents of the Portuguese population (Pinheiro & Matos, 2013), RS-13.

RS-13 was administered to 1686 adolescents from the Portuguese population, aged between 12 and 18 years. Successive confirmatory factor analyzes were carried out, as well as the analysis of the internal consistency of each of the models obtained until a factor structure was stabilized. In addition, the convergent validity with other measures of psychological constructs was verified. The temporal stability of the instrument, the existence of differences in regard to gender and age compared to the levels of resilience that young people showed were also investigated.

It was thus possible to select 6 items from RS-13 that gave rise to RS-6, which, like RS-13, has a single-factor structure that demonstrates a good fit and good internal consistency ( $\alpha = .88$ ).

The RS-6 showed a strong correlation with the RS-13 ( $r = .96$ ;  $p < .01$ ), as well as a strong corrected correlation ( $r = .90$ ) with this version. Accordingly, the correlations it presented with the other instruments were as expected, demonstrating convergent validity.

Therefore, we present RS-6 as a valid instrument with good psychometric properties that is suitable for assessing the resilience of adolescents in the Portuguese population.

Key-words: Resilience; Adolescence; Resilience Scale – Short Version; Psychometric Properties.

## Agradecimentos

À Professora Doutora Ana Paula Matos e ao Professor Doutor José Joaquim Costa pelo acompanhamento constante e orientação rigorosa que me permitiu desenvolver o presente trabalho, perante todas as adversidades inerentes a este ano letivo atípico.

À Jéssica Duarte por toda a motivação, assim como por todos os seus esforços para nos providenciar recursos de grande utilidade para a realização deste estudo.

Ao grupo de orientandas, por toda a partilha e solidariedade em momentos de maior aflição, mas também em momentos de felicidade tão importantes para o nosso percurso académico. Não podendo deixar de fazer um agradecimento especial à Margarida Santos e à Margarida Mendes por todo o apoio e ajuda que me ofereceram.

As minha amigas e colegas de curso, Margarida, Filipa, Mariana, Marisa, Liliana, Tatiana e Sara, pelo companheirismo durante aqueles que são apelidados de “os melhores anos das nossas vidas”.

À minha afilhada Flávia, por ter sempre uma palavra amiga e encorajadora, assim como por ser uma ser uma espetadora assídua do meu percurso nesta Universidade, confortando-me em momentos de maior frustração e vibrando com as minhas conquistas.

Às minha amigas Rita, Inês, Carolina, Joana e Bárbara, por serem uma fonte de incentivo, bem como por me proporcionarem momentos de descontração tão essenciais.

Ao Pedro por estar sempre disponível, por me tranquilizar e constantemente oferecer a sua ajuda com um sorriso no rosto, fundamentalmente, por ser o meu maior suporte.

Aos meus pais, ao meu irmão e à minha avó, por acompanharem e apoiarem o meu percurso académico do início ao fim.

## Índice

1. Revisão da Literatura .....	8
2. Objetivos .....	14
3. Método .....	14
3.1. Caracterização da amostra .....	14
3.2. Instrumentos .....	15
3.3. Procedimento de recolha de dados .....	19
3.4. Estratégia Analítica.....	19
4. Resultados.....	24
4.1. Análise preliminar dos dados .....	24
4.2. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência Interna .....	25
4.3. Correlação entre a RS-13 e a RS-6.....	30
4.4. Validade convergente .....	30
4.5. Estabilidade Temporal.....	33
4.6. Diferenças entre géneros .....	33
4.7. Relação entre a resiliência e a idade.....	34
5. Discussão .....	34
6. Conclusão.....	38
7. Referências Bibliográficas.....	39
8. Anexos.....	45
8.1. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência interna do Modelo 1 – RS-13 .....	45
8.2. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência interna do Modelo 2 – Escala da Resiliência com 9 itens .....	47

8.3. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência interna do Modelo 3 – Escala da Resiliência com 8 itens ..... 49

..... 49



## 1. Revisão da Literatura

Ao longo das últimas décadas, o conceito de Resiliência tem sido amplamente estudado. O crescente interesse relativamente a este construto, assim como a busca pela sua compreensão e maior conhecimento, foram motivados pela percepção de muitos investigadores do benefício de identificar os fatores e mecanismos de proteção que promovem uma adaptação positiva ou amenizam os efeitos perante o risco ou a adversidade (Masten, 2018).

Inicialmente, a resiliência começou por ser estudada através de abordagens que a percecionavam como uma característica individual. No entanto, com a amplificação de estudos nesta área e com o desenvolvimento da ciência, as investigações mais recentes têm estudado a resiliência através de abordagens direcionadas aos resultados ou processos que os indivíduos apresentam perante situações em que são confrontados com adversidades. (Chmitorz et al., 2018).

Windle (2010) realizou um estudo de revisão e análise conceptual sobre a resiliência no qual propõe a seguinte definição: *“A resiliência é o processo de negociação, adaptação e gestão de fontes de stress ou trauma significativas”* (Windle, 2010, p.1), referindo ainda que essa capacidade de adaptação e recuperação perante a adversidade é facilitada pelas capacidades e recursos do indivíduo, pela sua vida e pelo contexto onde se encontra inserido. Segundo o mesmo autor, podemos percecionar a resiliência como *“a chave para explicar a resistência ao risco ao longo da vida e como as pessoas se recuperam e lidam com vários desafios”* (Windle et al., 2011, p.1).

Este construto, que à primeira vista parece ser relativamente simples, comporta alguma complexidade, existindo vários estudos que abordam a dificuldade em instrumentalizar e objetivar este conceito (Aburn et al., 2016; Luthar et al., 2000; Masten & Barnes, 2018; Windle, 2010).

Um outro estudo de revisão sobre o conceito de resiliência (Aburn et al., 2016) identificou cinco temas principais que parecem surgir associados a este construto, sendo eles “Reerguer-se para ultrapassar a adversidade”, “Adaptação e ajustamento”, “Magia Comum”, “Saúde mental como indício de resiliência” e “Capacidade de recuperar”.

Apesar da dificuldade em objetivar este conceito, o facto desta capacidade de demonstrar resultados positivos, mesmo perante contextos de grande adversidade, estar relacionada com

fatores individuais e do contexto em que o sujeito está inserido, reúne consenso entre muitos investigadores (Masten, 2018; Masten & Barnes, 2018; Windle, 2010). Deste modo, os fatores promotores do indivíduo, ou seja, os recursos de que dispõe e que lhe permitem alcançar resultados desejáveis na presença de qualquer nível de risco, assim como os fatores protetores, que aparecem para desempenhar um papel especial em situações de maior adversidade, são extremamente relevantes para o desenvolvimento desta competência, sendo bastante pertinente identificar tais fatores (Masten, 2018).

Os estudos têm identificado vários fatores individuais como potenciadores da resiliência. Mais concretamente, Masten & Cicchetti (2016) reportaram alguns fatores promotores e protetores, sendo eles sentir-se amado, experienciar sentimentos de autoeficácia, possuir boas competências intelectuais e de resolução de problemas, capacidade de autorregulação, perceção de sentido de vida e perspetivas positivas relativamente ao próprio e ao futuro.

Para além de ser influenciada por fatores de risco e fatores protetores e ainda pelo contexto em que o sujeito se insere, esta capacidade é ainda específica de cada período do desenvolvimento (Tusaie et al., 2007). Um estudo recente (Masten & Barnes, 2018), concluiu que a resiliência é uma capacidade comum a todos os sujeitos, dinâmica, produzida a partir de inúmeras interações de vários sistemas onde se insere, e mutável ao longo do tempo. Também neste sentido, Windle (2010) afirma que, ao longo do ciclo de vida, o nível de resiliência experienciado por um sujeito apresenta flutuações. Assim, o estágio do desenvolvimento em que este se encontra, em interação com os diferentes contextos onde está inserido, têm o potencial de modificar e minimizar os possíveis efeitos negativos de determinadas situações, conseguindo alterar o curso de vida esperado perante tal ocorrência (Masten, 2018).

Tomando em consideração a importância e a influência do estágio de desenvolvimento em que o sujeito se encontra relativamente à sua capacidade de ser resiliente, a adolescência surge como fase com particular interesse para estudar este construto. Esta é uma fase do desenvolvimento crucial e que acarreta grandes exigências a vários níveis (Mota & Rocha, 2012). Nesta fase do desenvolvimento decorre o processo de individualização face à família, com consequente promoção da autonomia do indivíduo, a identificação e integração no grupo de pares e a procura do par amoroso (Mota & Rocha, 2012). Este período é único e complexo, marcado por um processo de (re)estruturação interna, com o desenvolvimento da identidade do

indivíduo e a busca do sentido de vida, juntamente com a aquisição de maiores responsabilidades que anteriormente não estavam presentes (Negru-Subtirica et al., 2016).

Deste modo, no sentido de estudar e avaliar a presença deste processo dinâmico que é a resiliência, numa fase do desenvolvimento tão desafiante como é a adolescência, surge a necessidade de encontrar instrumentos adequados para este fim. Windle et al. (2011), num estudo de revisão de escalas de medida de resiliência, concluíram que a *Resilience Scale* de Wagnild & Young (1993) é o melhor instrumento para medir a resiliência na população adolescente.

A *Resilience Scale* construída por Wagnild & Young (1993), é uma das medidas de resiliência mais amplamente estudadas para indivíduos de diferentes faixas etárias, estatutos socioeconómicos e níveis de escolaridade, demonstrando ser um instrumento válido e confiável (Wagnild, 2009b). A construção dos seus itens partiu de entrevistas a 24 mulheres que demonstraram uma adaptação bem-sucedida posteriormente a um evento significativo na sua vida (Wagnild, 2009b; Wagnild & Young, 1993). Através dos relatos feitos nas entrevistas, as autoras identificaram cinco temas relacionados entre si que constituíam a resiliência, nomeadamente, serenidade, perseverança, autoconfiança, significação e solidão existencial, dando origem à construção dos 25 itens, todos eles formulados na positiva, sendo assim orientados para as qualidades psicológicas positivas do indivíduo, em vez de orientados para os seus défices (Wagnild, 2009b; Wagnild & Young, 1993).

A escala original proposta pelas autoras é constituída por 25 itens distribuídos por dois fatores, nomeadamente, o fator “Competência Pessoal” constituído por 17 itens (1, 2, 3, 4, 5, 6, 9, 10, 13, 14, 15, 17, 18, 19, 20, 23, 24), que tem como finalidade medir a autoconfiança, a independência, a determinação, a invencibilidade, a mestria, a desenvoltura, e a perseverança, e o fator “Aceitação de si e da vida” constituído por 8 itens (7, 8, 11, 12, 16, 21, 22, 25), com o intuito de medir a capacidade de adaptação, equilíbrio, flexibilidade e uma perspetiva equilibrada da vida (Wagnild & Young, 1993). Esta escala foi testada em 810 adultos, apresentando boas propriedades psicométricas, obtendo um alfa de *Cronbach* de .91 (Wagnild & Young, 1993). Apesar de terem concluído que este era um instrumento válido e fiável para avaliar a resiliência, as autoras alertam para o facto de a formulação dos itens da escala apenas possibilitar identificar indivíduos com elevados níveis de resiliência, não possuindo questões que possibilitem abordar baixos níveis de resiliência (Wagnild & Young, 1993).

Mais tarde Wagnild construiu uma versão breve para a escala da resiliência, *Resilience Scale short form* (RS-14), constituída por 14 itens da escala original numa estrutura unifatorial. Esta versão reduzida apresentou boas propriedades psicométricas, com um alfa de *Cronbach* de .93 e uma correlação positiva forte com a versão original ( $r=.97, p<.001$ ) (Wagnild, 2009a).

Apesar de ter sido inicialmente construída a partir de entrevistas de mulheres adultas, a *Resilience Scale* detém inúmeros estudos que comprovam que este é um instrumento adequado para avaliar os níveis de resiliência com população adolescente (Wagnild, 2009b). No que concerne a adaptações para a língua portuguesa desta escala da resiliência com populações de adolescentes, vários estudos foram efetuados, nomeadamente, os estudos de Felgueiras et al. (2010), Pinheiro & Matos (2013), Oliveira et al. (2015) e Gonçalves & Camarneiro (2018), em Portugal, e os estudos de Pesce et al. (2005), no Brasil.

No Brasil, a adaptação transcultural, confiabilidade e validade da escala de resiliência foi realizada por Pesce et. al (2005) com uma população de 977 adolescentes, com idades compreendidas entre os 12 e 19 anos. Esta adaptação da escala demonstrou boas características psicométricas, obtendo um alfa de *Cronbach* de .80 para os 25 itens distribuídos por 3 fatores não homogêneos (Pesce et al., 2005). Segundo as autoras, no primeiro fator, que explicou 20.6% da variância total, encontram-se itens que indicam resolução de ações e valores, no segundo fator, que explicou 6.7% da variância total, encontram-se itens que transmitem a ideia de independência e determinação, e por último, no terceiro fator, que explicou 5.5% da variância total, encontram-se os itens que estão relacionados com a autoconfiança e com a capacidade de adaptação às situações (Pesce et al., 2005).

Em Portugal, a primeira adaptação e validação da *Resilience Scale* de Wagnild e Young para a cultura portuguesa foi realizada por Felgueira et. al (2010), com uma população de 215 adolescentes com idades compreendidas entre 10 e os 16 anos de idade. Neste estudo foi encontrado um alfa de *Cronbach* de .82 para a escala completa, com a exceção do item 5 que foi retirado, ficando a escala com 24 itens distribuídos por 5 fatores, mais concretamente, os fatores “Perseverança”, “Autoconfiança”, “Serenidade”, “Sentido de Vida” e “Autossuficiência”, respetivamente (Felgueiras et al., 2010). O item 5 (“*Posso estar por conta própria se for preciso*”) foi retirado por apresentar correlação não significativa com o total da escala, o que, segundo as autoras, poderia ser, eventualmente, explicado pelas características da população adolescente (Felgueiras et al., 2010). Também neste estudo foi averiguada a estabilidade

temporal do instrumento, numa subamostra de 30 sujeitos, revelando boa estabilidade temporal ( $r=.72, p<.01$ ) (Felgueiras et al., 2010). Apesar deste estudo confirmar as boas propriedades psicométricas da Escala da Resiliência para adolescentes da população portuguesa, as autoras apontam o facto de o instrumento possuir uma escala de resposta de 7 pontos como uma limitação, dado que possibilita uma resposta intermédia pela qual o sujeito pode optar sem necessidade de realizar um julgamento cuidadoso relativamente ao conteúdo dos itens da escala (Felgueiras et al., 2010).

Em 2013, Pinheiro & Matos, numa amostra de 180 adolescentes portugueses, exploraram a validade de construto da *Resilience Scale* (Pinheiro & Matos, 2013). As autoras utilizaram a tradução dos itens realizada por Felgueira et. al, à exceção do item 5, que foi retraduzido para “*Consigo ficar sozinho/a, entregue a mim próprio/a, se for preciso*” e foram acrescentados determinantes masculinos/femininos nos itens 3, 5, 6, 8, 10, 15, 17 e 22 (Pinheiro & Matos, 2013). Este estudo eliminou os itens 13 e 20, ficando a escala com 23 itens contidos num único fator, a qual demonstrou boas características psicométricas, com um alfa de *Cronbach* de .95. A eliminação destes itens prendeu-se com o facto de estes serem os únicos a não apresentarem saturações superiores no primeiro fator que sozinho explicava 43.004% da variância total, o que segundo as autoras, poderá dever-se ao facto do item 13, “*Posso passar por tempos difíceis porque enfrentei tempos difíceis antes*”, não ser adequado à população adolescente, uma vez que podem não ter essas experiências prévias, e do item 20, “*Às vezes obrigo-me a fazer coisas que queira que não*”, ser um item sensível a desejabilidade social (Pinheiro & Matos, 2013).

No mesmo estudo, Pinheiro & Matos (2013) exploraram também a validade de construto da versão reduzida da *Resilience Scale*. As investigadoras partiram da RS14 proposta por Wagnild (2009a) e chegaram a uma versão constituída por 13 itens contidos num único fator (Pinheiro & Matos, 2013). Esta versão de 13 itens contém menos um item que a versão reduzida original dado que saiu o item 13 “*Posso passar por tempos difíceis porque enfrentei tempos difíceis antes*”(Pinheiro & Matos, 2013) Este estudo encontrou igualmente boas características para a versão reduzida da escala, obtendo um alfa de *Cronbach* de .93 e uma correlação positiva forte entre a versão longa e a versão reduzida ( $r=.98, p<.001$ ) (Pinheiro & Matos, 2013).

Posteriormente, foi realizado o estudo da análise fatorial confirmatória da versão reduzida da escala da resiliência numa amostra de 308 adolescentes portugueses por Oliveira et al. em 2015. Este estudo revelou uma estrutura unifatorial composta por 12 itens, com um bom alfa de

*Cronbach* (.87) e estabilidade temporal ( $r=.70$ ,  $p<.001$ ) (Oliveira et al., 2015). Esta estrutura possui menos um item que a versão reduzida proposta por Pinheiro & Matos (2013), o item 9, “*Geralmente consigo encontra algo que me faça rir*”, devido ao facto deste apresentar um baixo peso fatorial e valor de confiabilidade também baixo, assim como o facto de a avaliação da qualidade do ajustamento do modelo (baseada na interpretação dos valores do qui-quadrado, teste de diferenças do qui-quadrado e análise dos índices de qualidade de ajustamento) mostrar que o novo modelo (sem o item 9) é melhor que o original (com os 13 itens) (Oliveira et al., 2015).

Mais recentemente, Gonçalves & Camarneiro (2018) realizaram a validação da Escala da Resiliência de Wagnild e Young em contexto de acolhimento residencial de adolescentes. Este estudo foi concretizado com uma população de 384 adolescentes em acolhimento residencial com idades compreendidas entre os 10 e os 19 anos. As investigadoras mantiveram os 25 itens distribuídos por dois fatores, tal como na escala original, e com a mesma designação dos fatores, alcançando um alfa de *Cronbach* de .93 (Golçalves & Camarneiro, 2018). Apesar de terem encontrado, igualmente, uma estrutura de dois fatores, a distribuição dos itens pelos fatores não era exatamente a mesma, facto que as autoras afirmam poder dever-se a questões culturais ou à especificidade da amostra (Golçalves & Camarneiro, 2018).

Todos os estudos supramencionados apresentam boas características psicométricas. No entanto, as diferenças encontradas ao nível da estrutura fatorial e do número de itens que constituem cada versão da escala nos vários estudos efetuados em Portugal, espelham a necessidade de novos estudos da Escala da Resiliência que permitam a sua melhor compreensão (Felgueiras et al., 1993; Golçalves & Camarneiro, 2018; Pinheiro & Matos, 2013).

Adicionalmente, a construção de uma nova versão breve que preserve as boas propriedades psicométricas das versões anteriores da Escala da Resiliência vai permitir que, através da redução do número de itens a que o sujeito tem de responder, se reduza o tempo de aplicação do instrumento, sem comprometer a validade das suas respostas. Deste modo, esta versão mais breve apresentará benefícios importantes ao nível da redução da carga esforço exigido ao respondente, o que, conseqüentemente, vai aumentar a taxa de resposta dos sujeitos e permitirá uma redução do número de respostas ausentes, encorajando a integração deste instrumento em baterias de provas psicológicas (Eisenhart Rothe et al., 2013; Sommers-Spijkerman et al., 2018).

## 2. Objetivos

O presente estudo tem como objetivo a construção de uma nova versão breve da *Resilience Scale* de Wagnild & Young (1993) para a população adolescente, partindo dos estudos já realizados de Pinheiro & Matos (2013) com a Escala da Resiliência junto da população adolescente. Pretende-se que a nova versão reduzida da Escala da Resiliência contenha um formato ainda mais breve e seja de fácil administração, ao mesmo tempo que preserve as boas características psicométricas demonstradas pelas versões anteriores deste instrumento. Espera-se que a nova versão breve se correlacione com a versão reduzida já existente e com outras medidas de bem-estar, assim como se diferencie de instrumentos de medida de psicopatologia, para além de apresentar estabilidade dos resultados ao longo do tempo e ser capaz de detetar diferenças entre os sujeitos respondentes.

## 3. Método

### 3.1. Caracterização da amostra

A presente investigação utilizou uma amostra de 1701 adolescentes, dos quais 1019 (59.9%) são do sexo feminino e 682 (40.1%) do sexo masculino, com idades compreendidas entre os 12 anos e 18 anos ( $M= 14.23$ ;  $DP=.99$ ).

Após a verificação dos valores omissos, verificou-se a necessidade de remoção de 15 sujeitos, ficando a amostra com 1686 sujeitos, com percentagem de *missing* por sujeito entre 7.7% e 15.4%, dos quais 1010 (59.9%) do sexo feminino e 676 (40.1%) do sexo masculino.

Os participantes detinham idades compreendidas entre os 12 e os 18 ( $M= 14.23$ ;  $DP=.99$ ), existindo diferenças significativas entre o género e a idade ( $\chi^2_{(6)} = 25.33$ ,  $p=.00$ ), verificando-se uma predominância do sexo feminino nas idades mais novas, dos 12 aos 15 anos, e uma predominância do sexo masculino nas idades mais velhas, dos 16 aos 18 anos.

No que concerne ao rendimento escolar, a classificação dos participantes distribuiu-se por insuficiente (3.7%), suficiente (14.9%), satisfatório (33.6%), bom (36.2%) e muito bom (10.7%), existindo 0.8% de respostas ausentes por 14 sujeitos. Não se verificaram diferenças

estatisticamente significativas no rendimento escolar relativamente ao género ( $\chi^2_{(4)} = 4.55$ ,  $p = .34$ ).

Por sua vez, relativamente à região geográfica, a grande maioria dos jovens residia no centro litoral de Portugal (60.0%), com alguns sujeitos a residir no centro interior (10.3%) e uma pequena minoria no norte litoral (0.1%), existindo ainda existindo 29.7% de respostas ausentes por 501 sujeitos.

Por último, relativamente ao número de membros do agregado familiar, o número médio foi de 4 pessoas ( $M = 3.76$ ;  $DP = .93$ ), com o mínimo de 2 pessoas por agregado familiar, contando com o próprio aluno, e o máximo de 8 pessoas.

### 3.2. Instrumentos

✓ **Escala da Resiliência – versão breve (RS-13)** (*Resilience Scale Short Form – RS-14*, Wagnild, 2009a; versão portuguesa de Pinheiro & Matos, 2013)

A Resilience Scale Short Form (RS-14) é uma versão reduzida da *Resilience Scale (RS)*, que tem como objetivo avaliar a os níveis de resiliência do sujeito respondente, ou seja, a sua capacidade de adaptação e de demonstrar resultados positivos, mesmo perante contextos de adversidade. Este instrumento comporta 14 dos 25 itens da escala original (*RS*), nomeadamente, os itens 2, 6, 7, 8, 9, 10, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 21 e 23. A RS-14 demonstrou uma estrutura unifatorial (Wagnild, 2009a), uma excelente consistência interna, com um alfa de *Cronbach* de .93, e apresentou ainda uma correlação forte com a versão original da escala ( $r = .97$ ,  $p < .001$ ).

A Escala da Resiliência – versão breve (RS-13) é a versão portuguesa da RS-14, contendo os mesmos itens, à exceção do item 13 que foi removido. A remoção do item 13 deveu-se ao facto de este apresentar uma baixa saturação fatorial. Tal como a RS-14, também a RS-13 demonstrou uma estrutura unifatorial, assim como uma excelente consistência interna, com com um alfa de *Cronbach* de .93 (Pinheiro & Matos, 2013). A correlação obtida entre a versão longa e reduzida na população portuguesa foi igualmente uma correlação forte ( $r = .98$ ,  $p < .001$ ).

Na presente amostra foi encontrado um valor muito bom de consistência interna ( $\alpha = .93$ ) para a RS-13.



✓ **Continuum da Saúde Mental – Forma breve** (Mental Health Continuum – Short Form – MHC-SF, Keyes, 2002; versão portuguesa de Matos et al., 2010).

O Continuum da Saúde Mental – Forma breve (MHC-SF) é um instrumento de autorresposta que tem como objetivo avaliar num *continuum* a saúde mental e identificar diagnósticos categoriais (*flourishing*, saúde mental moderada e *languishing*), podendo ser aplicado a sujeitos com idades compreendidas entre 12 aos 18 anos.

Este instrumento é composto por 14 itens distribuídos por três dimensões, mais concretamente, o bem-estar emocional, composto por três itens (1. Felicidade, 2. Interesse e 3. Satisfação com a vida), o bem-estar social, composto por cinco itens (4. Contribuição social, 5. Integração na sociedade, 6. Atualização e crescimento social, 7. Aceitação social e 8. Coerência social) e o bem-estar psicológico, composto por seis itens (9. Autoaceitação, 10. Domínio sobre o ambiente, 11. Relações positivas com os outros, 12. Crescimento pessoal, 13. Autonomia e 14. Propósito na vida). As questões são relativas ao último mês e as opções de resposta são dadas por uma escala de *likert* de 0 a 5 (0 = nunca; 5= todos os dias).

No estudo original (Keyes, 2002) o autor da escala encontrou bons valores de consistência interna para cada uma das dimensões, nomeadamente, bem-estar emocional ( $\alpha = .84$ ), bem-estar social ( $\alpha = .80$ ) e bem-estar psicológico ( $\alpha = .78$ ).

Na versão portuguesa do MHC-SF (Matos et al., 2010) foi obtido um alfa de *Cronbach* para o total da escala de .90, indicando uma consistência interna muito boa. Relativamente às suas três dimensões, bem-estar emocional ( $\alpha = .85$ ), bem-estar social ( $\alpha = .80$ ) e bem-estar psicológico ( $\alpha = .83$ ), encontraram-se também valores de consistência interna muito satisfatórios.

No presente estudo, o instrumento demonstrou igualmente bons valores de consistência interna para cada um dos fatores: bem-estar ( $\alpha = .92$ ), bem-estar social ( $\alpha = .87$ ) e bem-estar psicológico ( $\alpha = .86$ ).

✓ **Escala de Satisfação com a Vida** (*Satisfaction with Life Scale – SWLS*; Diener et al., 1985; versão portuguesa de Neto, 1993).

A Escala de Satisfação com a Vida (*SLS*) tem como objetivo avaliar a satisfação com a vida do sujeito respondente. O instrumento é constituído por 5 itens aos quais os sujeitos respondem numa escala de *likert* de 1 a 7 (1 = Totalmente em desacordo; 7 = Totalmente de acordo). O seu resultado total é calculado a partir da soma das pontuações atribuídas a cada item, sendo a sua

pontuação mínima é 7 e a máxima 35, com pontuações mais elevadas a refletirem um maior grau de satisfação.

A versão original (Diener et al., 1985) demonstrou que o instrumento possui uma estrutura unifatorial e um bom valor de consistência interna original ( $\alpha = .87$ ). Na versão portuguesa da Escala de Satisfação com a Vida (*SWLS*) (Neto, 1993), foi também encontrada uma estrutura unifatorial e boa consistência interna ( $\alpha = .78$ ), assim como na amostra do presente estudo ( $\alpha = .87$ ).

✓ ***KIDSCREEN-27*** (Ravens-Sieberer et al., 2006; versão portuguesa de Gaspar & Gaspar de Matos, 2008).

A *KIDSCREEN-27* é uma escala aplicável a crianças e adolescentes dos 8 aos 18 anos, que tem como objetivo avaliar a sua perceção de qualidade de vida e os fatores sociais e pessoais promotores da mesma. Este instrumento é uma versão reduzida da *Kidscreen-52* que comporta 27 dos 52 itens da versão original, distribuídos por 5 dimensões, nomeadamente, bem-estar físico, bem-estar psicológico, autonomia e relação com os pais, suporte social e grupo de pares e ambiente escolar. As respostas são dadas numa escala de *likert* de 1 a 5, com os valores mais baixos a representarem uma avaliação mais negativa e os valores mais altos a representarem uma avaliação mais positiva. À semelhança da versão original de 52 itens, possui boas qualidades psicométricas, com alfas de *Cronbach* superiores a .70 para cada um dos cinco fatores.

No estudo da versão portuguesa (Gaspar & Gaspar de Matos, 2008), a *KIDSCREEN-27* possui as mesmas cinco dimensões da versão original, apresentando, da mesma forma, boas características psicométricas e um mínimo de perda de informação comparativamente à versão longa de 52 itens. Também no presente estudo, a *KIDSCREEN-27* demonstrou ser um instrumento com boas propriedades psicométricas, sendo a consistência interna obtida para a nota total da escala excelente ( $\alpha = .94$ ).

✓ ***Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças (Multidimensional Anxiety Scale for Children - MASC)***; March et al., 1997; versão portuguesa de Salvador et al., 2017)

A Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças tem como objetivo avaliar sintomas de ansiedade em crianças e adolescentes, com idades compreendidas entre os 8 e 19 anos.

Este instrumento é composto por 39 itens distribuídos por quatro fatores, sendo que três deles são constituídos por subfactores, mais concretamente: (1) Sintomas físicos, que inclui os subfactores Tensão/Inquietude e Somático/Autonómico, (2) Evitamento do perigo, que abrange os subfactores Perfeccionismo e *Coping* Ansioso, (3) Ansiedade Social, composto pelos subfactores Humilhação/Rejeição e Desempenho Público, e, por último, (4) Ansiedade de separação/pânico. Os sujeitos respondem às questões colocadas numa escala de likert de 4 pontos (0 = nunca; 3= muitas vezes).

Na versão original da MASC (March et al., 1997), foram encontrados bons valores para a consistência interna, tanto para a escala total, como também para cada um dos seus fatores, com alfas de *Cronbach* entre .84 e .90, sendo a estrutura fatorial do instrumento composta por 4 fatores. Por sua vez, a versão portuguesa (Salvador et al., 2017) apresentou boa consistência interna para a escala total ( $\alpha = .89$ ). No entanto, não replicou a estrutura de 4 fatores proposta pela versão original, tendo demonstrado estrutura fatorial de três fatores.

No presente estudo, a consistência interna para a nota global da escala foi elevada ( $\alpha = .91$ ), assim como para cada um dos seus factores e subfactores, com  $\alpha$  compreendidos entre .71 e .89. Contudo, foi identificada uma exceção referente ao fator “Evitamento do perigo”, que obteve um valor de consistência interna somente razoável ( $\alpha = .69$ ), e dos seus respetivos subfactores “Perfeccionismo” ( $\alpha = .52$ ) e “Coping Ansioso” ( $\alpha = .59$ ), que obtiveram valores fracos.

✓ ***Inventário de Depressão para Crianças*** (*Children’s Depression Inventory – CDI*; Kovacs, 1985; versão portuguesa de Marujo, 1994)

O Inventário de Depressão para Crianças (CDI) tem como objetivo avaliar a presença e a severidade de sintomatologia depressiva em crianças e adolescentes com idades compreendidas entre os 6 e os 18 anos. Este instrumento de autorresposta é composto por 27 itens distribuídos por cinco fatores ou subescalas, nomeadamente, humor negativo, problemas interpessoais, ineficácia, anedonia e autoestima negativa. O sujeito responde às questões relativamente ao período das duas semanas precedentes, podendo, para cada item, optar por uma de entre três alternativas de resposta que variam entre 0 (nenhum problema) e 2 (problema grave), classificadas consoante a severidade do problema. A sua pontuação total pode variar entre 0 pontos, pontuação mínima possível, e 54 pontos, pontuação máxima possível.

Na versão original, a escala apresentou uma boa consistência interna, com alfas de *Cronbach* entre .83 e .94 (Kovacs, 1985). Por sua vez, na versão portuguesa, a consistência interna demonstrou igualmente um valor satisfatório ( $\alpha = .80$ ). Contudo, não foi possível replicar a estrutura original de cinco fatores, apresentando uma estrutura unifatorial (Marujo, 1994). No presente estudo, o instrumento demonstrou excelente consistência interna ( $\alpha = .90$ ).

### **3.3. Procedimento de recolha de dados**

A presente investigação encontra-se integrada num projeto de investigação desenvolvido no Centro de Investigação em Neuropsicologia e Intervenção Cognitivo-Comportamental (CINEICC) e coordenado pela Professora Doutora Ana Paula Matos.

A recolha foi realizada através da administração de protocolos de investigação, em papel, constituídos por um questionário sociodemográfico e um conjunto de instrumentos de avaliação psicológica de autorresposta. Este protocolo foi preenchido por sujeitos com idades compreendidas entre os 12 e os 18 anos. Previamente à recolha dos dados, os alunos e os respetivos encarregados de educação assinaram, respetivamente, um assentimento e um consentimento informado. Para além disso, foi explicado o propósito do estudo, salientando o carácter voluntário da participação, assim como foi dada a garantia da total confidencialidade dos dados e da sua utilização exclusiva para fins de investigação.

### **3.4. Estratégia Analítica**

No sentido de alcançar uma versão ainda mais breve da Escala da Resiliência, foram tidas em consideração as *guidelines* para a construção de versões reduzidas partindo de outros instrumentos (Marsh et al., 2005; Stanton et al., 2002).

A inserção dos dados, análises e procedimentos estatísticos prévios à Análise Fatorial Confirmatória, assim como as análises realizadas para verificar a validade do instrumento e as relações existentes entre as variáveis, foram efetuados através do *Statistical Package for Social Sciences* (SPSS) (SPSS Inc, Chicago, IL), versão 22.0 para o *Windows*. Por sua vez, para realizar

as Análises Fatoriais Confirmatórias, foi utilizado o *software MPlus*, versão 8.1 para o *Windows* (Muthén & Muthén, 2012).

Inicialmente procedeu-se a uma verificação dos valores omissos, tanto para as características sociodemográficas (idade e sexo), assim como para cada uma das variáveis da RS-13, tendo-se optado por aceitar os sujeitos que apresentassem uma percentagem de *missings* até 20% (Peng et al., 2003). Por forma a substituir os valores omissos presentes nas respostas dadas pelos sujeitos que constituíram a amostra final, foi realizado no SPSS o *Little's Missing Completely at Random Test*, com o objetivo de perceber o padrão apresentado pelos valores omissos. Após se verificar que a distribuição dos *missings* seguia um padrão não completamente aleatório, concluiu-se que o método mais indicado para a substituição dos valores omissos o *Expectation Maximization*, sendo este o método utilizado.

Posteriormente, foram analisadas as condições de aplicação dos testes paramétricos através do teste de *Kolmogorov-Smirnov*. Segundo Pallant (2016), considera-se que uma variável detém uma distribuição normal sempre que os valores de  $p \geq .05$  e, sempre que tal não se sucede, o pressuposto da normalidade é violado. Para além da análise do nível de significância do teste de *Kolmogorov-Smirnov*, foram também tidos em consideração os valores da assimetria (*sk*) e da curtose (*ku*). Segundo Kline (2016), o valor de assimetria absoluto deve ser inferior a 3, enquanto o valor de curtose absoluto deve ser inferior a 10, sendo que quando estes valores são respeitados, a distribuição aproxima-se da normalidade.

De seguida, foi realizada uma análise das propriedades psicométricas e da estrutura fatorial da versão reduzida aferida para a adolescentes da população portuguesa por Pinheiro e Matos, RS-13 (2013). A consistência interna da RS-13 foi verificada pela análise do valor do alfa de *Cronbach*, devendo o seu valor ser superior a .70 para ser considerado aceitável, com valores superiores a .90 considerados excelentes, entre .80 e .90 bons, entre .70 e .80 razoáveis, entre .60 a .70 questionáveis e inferiores a .60 fracos (George, 2016).

De modo a realizar a Análise Fatorial Confirmatória no programa MPlus, como método de estimação foi selecionado o WLSMV (*Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted*). A escolha deste estimador prendeu-se com o facto de este ser robusto e não depender da normalidade na distribuição das variáveis (Brown, 2015), demonstrando também ser a melhor opção para a análise de dados categoriais (Brown, 2015; Harrington, 2009).

Por forma a avaliar a qualidade global do ajustamento dos diversos modelos encontrados, foram tidos em consideração o *Comparative Fit Index* (CFI), o *Tucker-Lewis Index* (TLI), assim como o valor de *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) e de *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR). Adicionalmente, também o valor do teste do Qui-quadrado de ajustamento ( $\chi^2$ ), que calcula a diferença entre as matrizes de covariância observadas e esperadas, os valores estandardizados dos pesos fatoriais ( $\lambda$ ) e da fiabilidade individual ( $r^2$ ) foram tomados em consideração.

Segundo a literatura, o valor do CFI deve ser próximo de .95 ou superior, tal como o valor de TLI (Brown, 2015). É também recomendado que o valor de RMSEA seja próximo de .06 ou até inferior e o valor de SRMR próximo de .08 ou inferior, sendo que quanto mais próximo de 0 melhor (Brown, 2015). O teste do Qui-quadrado de ajustamento deverá alcançar um valor de  $p > .05$ , no entanto, como este é influenciado pelo tamanho da amostra, nem sempre tal é possível, sendo bastante comum ter um valor significativo com amostras de grandes dimensões (Harrington, 2009), como é o caso do presente estudo. Relativamente aos valores estandardizados dos pesos fatoriais, considerou-se que  $\lambda > .7$  revelam saturações excelentes e  $\lambda > .5$  aceitáveis (Hair et al., 2009; Kline, 2016). Por sua vez, a fiabilidade individual deverá ser de  $r^2 \geq .25$  (Field, 2018; Marôco, 2014).

Também com o intuito de avaliar a qualidade do modelo da nova versão breve da Escala da Resiliência, foram calculadas a Variância extraída da média (VEM) e a Fiabilidade Compósita (FC) da RS-6, devendo os seus valores ser superior a .50 e .70, respetivamente (Marôco, 2014; Hair, 2009). Adicionalmente, foram efetuadas novas análises fatoriais confirmatórias dos modelos com o estimador *Maximum likelihood* (ML), com o intuito de obter o valor de *Akaike Information Criterion* (AIC) de cada um dos modelos, de forma a possibilitar a comparação dos modelos e perceber se, efetivamente, os novos modelos obtidos eram melhores que os anteriores (Brown, 2015; Kline, 2016). Neste sentido, valores mais baixos de AIC apontam para modelos mais próximos do modelo “real” e, conseqüentemente, com maior probabilidade de serem replicados em investigações futuras (Brown, 2015; Harrington, 2009).

No que diz respeito ao processo de seleção dos itens para a nova versão breve da Escala da Resiliência, este foi realizado através de sucessivas Análises Fatoriais Confirmatórias concomitantemente com a Análise da Consistência interna de cada modelo, existindo sempre a devida atenção ao conteúdo teórico dos itens. Para tal, de entre os itens da RS-13, foram

selecionados os que demonstravam pesos fatoriais estandardizados excelentes, ou seja, superiores a .70, os itens que demonstravam valor de fiabilidade individual igual ou superior a .25 e foram ainda tomados em consideração os Índices de Modificação do modelo. Os índices de modificação do modelo (M.I.) providenciam informação preciosa relativamente a melhorias que podem ser aplicadas ao modelo e foram consultados com o devido cuidado, atendendo sempre ao conteúdo teórico dos itens em questão (McCoach et al., 2013; Shultz et al., 2014). Por padrão, o *Mplus* fornece informação relativa a todos os parâmetros que apresentem M.I. superiores a 10 e cuja a modificação permitiria uma melhoria do modelo (Wang & Wang, 2020). Neste sentido, tendo sempre em consideração que a remoção de um único item provoca alterações ao nível de todo o modelo, foram removidos um por um os itens que apresentavam maior número de parâmetros com M.I. e cujo os seus valores eram os mais elevados, sendo posteriormente verificado o seu impacto na melhoria do modelo (Benson & Bandalos, 1992; Flint et al., 2020; Wang & Wang, 2020).

Adicionalmente, para o processo de seleção de itens foi tido em consideração o valor da consistência interna do instrumento, nomeadamente através das correlações item-total corrigidas, devendo esta correlação ser superior a .30 (Pallant, 2016), através dos valores das correlações entre os itens, devendo estas situar-se entre .30 e .70 (Polit & Beck, 2017), e através do valor da consistência da escala total, através do alfa de *Cronbach*, sendo estipulado que o seu valor ideal deveria ser superior a .70 (Pallant, 2016). Contudo, sempre atendendo ao facto que, com a remoção de itens, é expectável que o alfa de *Cronbach* possa sofrer reduções (Taber, 2018).

É também importante referir que para além de uma análise quantitativa, foram também tidos em consideração estudos prévios realizados com a RS-13 com adolescentes da população portuguesa (Oliveira et al., 2015; Pinheiro & Matos, 2013), assim como foi efetuada uma análise qualitativa do conteúdo dos itens, de forma a assegurar que os itens selecionados para a versão reduzida são os itens que são expressos de forma clara, são relevantes para a população em questão, não são redundantes relativamente a outros itens da escala e que não possuem conteúdo que possa ser percebido como invasivo para o respondente (Stanton et al., 2002).

De modo a perceber até que ponto a RS-6 mede o construto para o qual foi construída, foi avaliada a correlação com a versão reduzida da Escala da Resiliência (RS-13) (Pinheiro & Matos, 2013). Esta correlação foi calculada através de uma correlação de Spearman ( $r_s$ ). No entanto,

atendendo ao facto de que esta correlação foi calculada com base nos resultados de uma única administração do mesmo instrumento, os seus resultados poderão ser inflacionados. Deste modo, foi ainda calculada a correlação corrigida ( $r_c$ ) entre as duas versões, através da fórmula proposta por Levy (1967) [ $r_c = r_s - (1 - \alpha_{\text{versão breve}}) \sigma_{\text{versão breve}} / \sigma_{\text{versão longa}}$ ]. A sobreposição do conteúdo das duas versões é evidenciada por correlações fortes entre as mesmas ( $r_s \geq .90$ ,  $r_c \geq .80$ ), revelando que os dois instrumentos são semelhantes e, assim sendo, suporta a validade da versão breve (Sommers-Spijkerman et al., 2018).

Para além disso foram avaliados os diferentes padrões de associação existentes entre este instrumento com outras medidas de bem-estar, mais concretamente, o Continuum da Saúde Mental – Forma breve (Mental Health Continuum - Short Form; MHC-SF, Keyes, 2002; versão portuguesa Matos et al., 2010), a Escala de Satisfação com a Vida (Satisfaction with Life Scale – SWLS; Diener et al., 1985; versão portuguesa de Neto, 1993) e a KIDSCREEN-27 (Ravens-Sieberer et al., 2006; versão portuguesa de Gaspar & Gaspar de Matos, 2008), assim como com medidas de psicopatologia, nomeadamente, a Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças (Multidimensional Anxiety Scale for Children – MASC, March et al., 1997; versão portuguesa de Salvador et al., 2017) e o Inventário de Depressão para Crianças (Children's Depression Inventory-CDI, Kovacs, 1985; versão portuguesa de Marujo, 1994).

Por fim, foi averiguada a estabilidade temporal da RS-6, através de um novo preenchimento da escala passados 21 a 27 dias do primeiro preenchimento, assim como a sua relação com género e com a idade.

Tomando em consideração o facto de a distribuição das variáveis em estudo na presente amostra apresentarem  $p < .05$  no teste de *Kolmogorov-Smirnov* (Pallant, 2016), apesar de apresentar  $sk < 3$  e  $ku < 10$  (Kline, 2016), não devemos assumir que a presente amostra cumpre este pressuposto na totalidade, pois revela apenas que se aproxima da normalidade, tendo-se realizado a opção por testes não paramétricos. Deste modo, tanto para o cálculo dos padrões de associação existentes entre os instrumentos, da estabilidade temporal, assim com da relação entre a resiliência e a idade, foram efetuadas correlações de *Spearman* ( $\rho$ ). Estas correlações foram classificadas como pequenas entre .10 e .29, moderadas de .30 a .49 e fortes entre .50 e 1.0 (Cohen, 1988; Pallant, 2016). Para avaliar a estabilidade temporal do instrumento, foi ainda realizado o teste de *Wilcoxon Signed Rank*, de forma a detetar a existência de diferenças estatisticamente significativas entre o período de teste-reteste. Por sua vez, para averiguar as



diferenças entre géneros, foi utilizado o teste *U de Mann-whitney*, com a magnitude do seu efeito calculada a partir da fórmula  $Z/\sqrt{N}$  e classificada como baixa entre .10 e .30, moderada entre .30 e .50 e forte quando esta é superior a .50 (Cohen, 1988; Pallant, 2016).

## 4. Resultados

### 4.1. Análise preliminar dos dados

Após a verificação dos valores omissos, tanto para as características sociodemográficas (idade e sexo), assim como para cada uma das variáveis da escala, verificámos que a amostra não possuía nenhum valor omissos para as características sociodemográficas. No entanto, no que diz respeito aos itens da Versão Breve da Escala de Resiliência para Adolescentes (RS-13) (Pinheiro & Matos, 2013), foram encontradas percentagens de *missings* que variam entre 0,1% (itens 4 e 7) e 61,9% (itens 12 e 13). Por sujeito, os valores dos *missings* variam 7,7% e 38,5%, tendo-se optado por manter os dados dos sujeitos que apresentassem uma percentagem de *missings* até 20%, imputando os dados omissos (Peng et al., 2003). Assim sendo, existiu a necessidade de excluir 15 sujeitos, ficando a amostra final com 1686 sujeitos.

Por forma a substituir os valores omissos presentes nas respostas dadas pelos sujeitos que constituíram a amostra final, no SPSS, foi realizado o *Little's Missing Completely at Random Test*, que obteve um nível de  $sig=0,00$ , indicando este resultado que os dados não serão omissos de forma completamente aleatória, sendo os valores omissos posteriormente substituídos pelo método *Expectation Maximization*.

No que concerne aos resultados obtidos da aplicação da versão reduzida da Escala de Resiliência para Adolescentes (RS-13) (Pinheiro & Matos, 2013), segundo o teste *Kolmogorov-Smirnov*,  $sig=0,00$ , a amostra não apresenta uma distribuição normal. No entanto, foram averiguados os valores absolutos de assimetria ( $sk$ ) e curtose ( $ku$ ) que se encontraram dentro dos valores de referência propostos por Kline (2016), nomeadamente,  $sk < 3$  e  $ku < 10$ , indicando uma aproximação à normalidade. Relativamente à presença de *outliers*, apesar da análise dos resultados revelar a presença de alguns valores extremos, estes eram valores possíveis para a escala de resposta do instrumento e não eram representativos dado o tamanho da amostra, não sendo removidos.

## 4.2. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência Interna

Tendo em consideração que, apesar da amostra se aproximar da normalidade, não cumpria este pressuposto, aliado ao facto das variáveis em questão serem categoriais ordinais, optou-se por utilizar o estimador WLSMV (Brown, 2015; Harrington, 2009).

Por forma a seleccionar os melhores itens para uma nova versão breve e obter um modelo com bom ajustamento, foram realizadas 5 análises fatoriais confirmatórias.

A Análise Fatorial Confirmatória (AFC) realizada ao modelo unifatorial com os 13 itens (Modelo 1) (cf. Anexo 8.1 – Figura 2) forneceu alguns índices de ajustamento do modelo adequados, mais concretamente, CFI= .96, TLI= .96 e SRMR= .03. Ainda assim, o valor do RMSEA= .10 e do  $\chi^2$  (78) = 30207.90, *p-value*: .00, não se encontravam dentro dos valores de referência. Para além disso, esta análise revelou que 4 itens da escala detinham um peso fatorial estandardizado inferior a .7 (cf. Anexos - Figura 2), nomeadamente os itens 3 “*Normalmente faço as coisas conforme elas vão surgindo*” ( $\lambda$  =.669), o item 5 “*Sinto que consigo lidar com várias coisas ao mesmo tempo*” ( $\lambda$  =.695), o item 7 “*Tenho autodisciplina*” ( $\lambda$  =.676) e o item 11 “*Numa emergência, sou alguém com quem geralmente as pessoas podem contar*” ( $\lambda$  =.572). Desta forma, tendo em consideração que num bom modelo os pesos fatoriais estandardizados devem ser superiores a .7 (Hair et al., 2009), os itens 3, 5, 7 e 11 foram removidos.

Paralelamente às análises fatoriais confirmatórias executadas, foram também realizadas análises da consistência interna para cada um dos modelos testados. A análise da consistência interna da RS-13 proposta por Pinheiro & Matos (2013) (cf. Anexo 8.1 – Tabela 8), avaliada através do valor do alfa de *Cronbach*, revelou uma excelente fiabilidade do instrumento ( $\alpha$  = 0,927). Esta análise revelou ainda que a remoção de nenhum dos itens faria aumentar o alfa de *Cronbach* e apenas a exclusão do item 11 “*Numa emergência, sou alguém com quem geralmente as pessoas podem contar*”, não afetaria o alfa de *Cronbach*, mantendo o seu valor, sendo também este o item que apresenta o menor valor de correlação item-total corrigida (.499). Contudo, como é objetivo do presente estudo a construção de uma nova versão breve, é expectável a redução do alfa de *Cronbach* (Taber, 2018). Assim sendo, os itens 3, 5, 7 e 11 foram removidos com a consciência que provocariam tal redução.

De seguida, procedeu-se à análise fatorial confirmatória da Escala da Resiliência sem os itens supramencionados, ficando o modelo unifatorial com 9 itens (Modelo 2) (cf. Anexo 8.2 – Figura

3). Esta análise forneceu novamente índices de ajustamento do modelo adequados para o CFI=.98, TLI=.97 e SRMR = .02. Contudo, mais uma vez, o RMSEA= .11, e o  $\chi^2$  <sup>(36)</sup> = 23814.62, *p-value*: .00, revelaram valores inadequados.

A análise da consistência interna para a escala com 9 itens (Modelo 2) (*cf.* Anexo 8.2 – Tabela 9) exibiu um alfa de *Cronbach* de .917, valor este que, apesar de ser um valor inferior ao da escala com 13 itens, continua a ser considerado excelente. Nesta análise para a escala com 9 itens, o item 9 “*Geralmente consigo encontrar algo que me faça rir*” foi o item que demonstrou a menor correlação item-total corrigida (.662) e exibiu a menor redução no alfa de *Cronbach* com a sua remoção (.911). Deste modo, tendo também em consideração o estudo prévio da análise fatorial confirmatória da versão reduzida da Escala da Resiliência numa amostra de adolescentes portugueses (Oliveira et al., 2015), que sugeriu a exclusão do item 9 da RS-13, demonstrando que a escala apresenta um modelo melhor sem este item, procedeu-se à AFC sem o mesmo.

De facto, verificámos que, também nesta amostra, a versão reduzida demonstrava um modelo melhor com a exclusão deste item. A análise fatorial da confirmatória da escala unifatorial com 8 itens (Modelo 3) (*cf.* Anexo 8.3 – Figura 4), demonstrou índices de ajustamento melhores relativamente aos modelos anteriores [CFI= .98; TLI= .98; SRMR= .02; RMSEA= .10;  $\chi^2$  <sup>(28)</sup> = 21494.15, *p-value*: .00]. Ainda assim, o valor de RMSEA e  $\chi^2$  continuaram a ser inadequados. Esta mesma AFC (Modelo 3) revelou nos seus índices de modificação (Tabela 1) que o item 1 “*Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos*” apresentava os valores de M.I. mais elevados e o maior número de sugestões de correlações com os restantes itens da escala e como tal, a sua remoção promoveria uma melhoria do modelo. Assim, atentando nestes resultados e tomando em consideração o conteúdo do item em questão, o item 1 foi removido.

Tabela 1 - Índices de Modificação do Modelo 3.

<b>Itens</b>	<b>M.I.</b>
Item 2 com item 1	89.715
Item 4 com item 1	26.873
Item 6 com item 1	16.298
Item 8 com item 1	67.021

Item 10 com item 1	47.352
Item 10 com item 4	56.282
Item 10 com item 6	10.957
Item 12 com item 2	18.364
Item 12 com item 6	24.481
Item 13 com item 2	15.006
Item 13 com item 6	39.972

A análise da consistência interna para a escala com 8 itens (*cf.* Anexo 8.3 – Tabela 10), evidenciou uma redução esperada do alfa de *Cronbach* ( $\alpha = .911$ ) comparativamente à escala com 9 itens. Porém, o instrumento continuou a exibir um excelente valor de consistência interna. Da mesma forma, também com a remoção do item 1 “*Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos*”, a escala continuaria a apresentar um bom valor de consistência interna ( $\alpha$  se eliminado o item = .899).

Posteriormente, foi realizada uma nova análise fatorial confirmatória com a escala unifatorial com os 7 itens (Modelo 4) (*cf.* Anexo 8.4 – Figura 5) e verificou-se que, efetivamente, sem o item 1 “*Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos*”, o modelo demonstrava melhor ajustamento, apresentando índices de ajustamento aceitáveis [CFI= .99, TLI= .99, RMSEA= .07, SRMR= .01 e  $\chi^2$  (21) = 18060.24, *p-value*: .00]. Novamente, foram consultados os índices de modificação do modelo 4 testado nesta AFC que revelaram que o modelo apresentaria um melhor ajustamento com a remoção do item 12 “*A minha vida tem sentido*”, devido ao facto de apresentar o M.I. mais elevado e o maior número de parâmetros com sugestões de correlações com os restantes itens da escala (Tabela 2). Deste modo, tendo em consideração este resultado, concomitantemente, com a análise do conteúdo do item para a população em questão, equacionou-se a remoção do item 12.

Tabela 2 - Índices de Modificação do Modelo 4.

Itens	M.I.
Item 10 com item 4	30.438
Item 10 com item 6	13.144
Item 12 com item 4	10.994

Item 12 com item 6	40.424
Item 12 com item 10	17.946
Item 13 com item 4	10.113
Item 13 com item 6	27.075
Item 13 com item 12	19.477

A análise da consistência interna da escala com 7 itens (*cf.* Anexo 8.4 - Tabela 11), apesar da redução expectável, continuou a indicar que o instrumento detém boa consistência interna ( $\alpha=.899$ ). Antes de se proceder à remoção do item 12, foi realizada a análise da confiabilidade da escala sem o mesmo, tendo-se verificado que a escala continuaria a apresentar um bom valor de consistência interna ( $\alpha$  se eliminado o item  $=.883$ ), concretizando-se a sua remoção.

Por último, foi realizada uma análise fatorial confirmatória para a escala unifatorial com os 6 itens (Modelo 5) que forneceu bons índices de ajustamento, mais concretamente, CFI=.997, TLI=.994, RMSEA=.056, (90% IC:.043-.070); SRMR=.008 e  $\chi^2$  (15)=14188.06, *p-value*=.00. Este modelo apresentou todos os itens com pesos fatoriais estandardizados superiores a .7, como demonstrado pelo diagrama da escala (Figura 1).

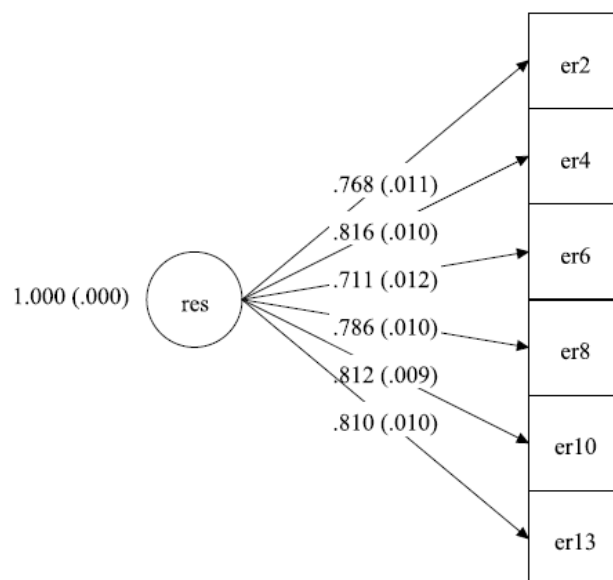


Figura 1 – Modelo 5: Diagrama da Escala da Resiliência com 6 itens.

A análise da fiabilidade da Escala da Resiliência com 6 itens (Modelo 5) (Tabela 3) exibiu um bom valor de consistência interna ( $\alpha=.88$ ), corroborando que a RS-6 é um instrumento fiável. Na presente investigação, a nota total da RS-6 apresentou  $M=32.68$  e  $DP=6.42$ , situando-se o resultado médio para cada item da escala no patamar do “concordo”.

Tabela 3 - Análise da consistência interna para a Escala da Resiliência com 6 itens (Modelo 5).

Item	M	DP	r Item-total	$\alpha$ se eliminado o item
2. Sinto-me orgulhoso por ter alcançado objetivos na minha vida.	5.65	1.281	.690	.864
4. Sou amigo de mim próprio.	5.66	1.428	.723	.858
6. Sou determinado.	5.35	1.354	.636	.873
8. Mantenho-me interessado nas coisas.	5.44	1.303	.693	.863
10. A confiança em mim próprio ajuda-me a lidar com tempos difíceis.	5.34	1.437	.719	.859
13. Quando estou numa situação difícil, normalmente consigo encontrar uma solução.	5.25	1.263	.711	.861

Adicionalmente, de forma a avaliar a qualidade de ajustamento do modelo, foram ainda calculadas a Variância Extraída da Média (VEM) e a Fiabilidade Compósita (FC). Neste sentido, a RS-6 demonstrou  $VEM=.63$  ( $VEM>.50$ ), o que assegurou validade convergente, e  $FC=.91$  ( $FC>.70$ ), comprovando a consistência interna do instrumento, e, conseqüentemente, a fiabilidade do construto (Hair et al., 2009).

A Tabela 4 apresenta os índices de ajustamento para cada modelo para o qual foi realizada AFC, sendo bastante perceptível a melhoria destes índices para o modelo final (Modelo 5) comparativamente ao modelo inicial (Modelo 1). Para além disso, foram comparados os valores de AIC para cada modelo (Tabela 4), sendo visível o seu decréscimo, revelando que o modelo 5 detém maior probabilidade de se aproximar do modelo “real” e, deste modo, é mais provável de ser validado em estudos futuros (Brown, 2015).

Tabela 4 - Análises Fatoriais Confirmatórias da versão breve da Escala da Resiliência para Adolescentes e os seus respetivos índices de ajustamento.

Modelo	Nº de itens	X <sup>2</sup>	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	AIC
Unidimensional da versão reduzida da RS							
Valores de referência		p > .5	.95	.95	.08	.06	
Modelo 1	13	30207.895*	.962	.955	.026	.102	62587.033
Modelo 2	9	23814.621*	.977	.970	.020	.109	43069.172
Modelo 3	8	21494.148*	.984	.978	.018	.100	38072.449
Modelo 4	7	18060.235*	.993	.990	.012	.072	33748.889
Modelo 5	6	14188.056*	.997	.994	.008	.056	29990.437

Nota: X<sup>2</sup>: Qui-quadrado de ajustamento; CFI: Comparative Fit Index; TLI: Tucker-Lewis Index; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual; RMSEA: Root Mean Square of Approximation; AIC: Akaike Information Criterion.

\*  $p < .001$

### 4.3. Correlação entre a RS-13 e a RS-6

No que concerne à correlação entre as duas versões do instrumento, verificou-se uma correlação positiva muito forte entre a RS-6 e RS-13 ( $r_s=.96$ ;  $p<.01$ ). A correlação corrigida entre as duas versões foi ligeiramente mais baixa ( $r_c=.90$ ) que a correlação supramencionada, contudo, continuou a evidenciar que a RS-6 contém o conteúdo da RS-13, contribuindo para comprovar a validade da versão breve.

### 4.4. Validade convergente

Na presente investigação foram ainda estudados os diferentes padrões de associação existente entre RS-6 e outras medidas de saúde mental. Neste sentido, foram efetuadas correlações de *Spearman* entre o resultado total na RS-6 com outras medidas de bem-estar, mais concretamente, a SWSL como medida de satisfação com a vida, a Kidscreen como medida de qualidade de vida e a MHC-SF como medida de *flourishing*. Adicionalmente, foram analisadas

as correlações existentes entre este a nota total da RS-6 com medidas de psicopatologia, como o CDI e a MASC.

A RS-6 demonstrou uma correlação positiva forte ( $r=.63$ ;  $p=.00$ ) com a SWSL. Relativamente às correlações obtidas entre o resultado total da RS-6 e os três fatores do MHC-SF, foram encontradas correlações positivas fortes com os fatores bem-estar emocional ( $r=.65$ ;  $p=.00$ ) e bem-estar psicológico ( $r=.54$ ;  $p=.00$ ) e uma correlação positiva moderada com o fator bem-estar social ( $r=.49$ ;  $p=.00$ ). No que diz respeito à correlação obtida entre a RS-6 e a KIDSCREEN-27, foi encontrada positiva forte entre o total de cada um dos instrumentos ( $r=.63$ ;  $p=.00$ ), assim como para a correlação entre o total da RS-6 com quase todas as dimensões da KIDSCREEN-27, nomeadamente, bem-estar físico ( $r=.53$ ;  $p=.00$ ), bem-estar psicológico ( $r=.54$ ;  $p=.00$ ), autonomia e relação com os pais ( $r=.50$ ;  $p=.00$ ) e ambiente escolar ( $r=.56$ ;  $p=.00$ ), à exceção da dimensão suporte social e grupo de pares, que apresentou uma correlação positiva moderada ( $r=.34$ ;  $p=.03$ ).

Relativamente às correlações entre a RS-6 com o CDI, verificou-se uma correlação negativa forte entre o total dos dois instrumentos ( $r= -.60$ ;  $p=.00$ ). Quanto às correlações entre os vários fatores do CDI e o resultado total da RS-6, predominaram correlações negativas moderadas, nomeadamente, com os fatores “Humor negativo” ( $r= -.46$ ;  $p=.00$ ), “Problemas pessoais” ( $r= -.42$ ;  $p=.00$ ), “Ineficácia” ( $r= -.49$ ;  $p=.00$ ) e “Anedonia” ( $r= -.45$ ;  $p=.00$ ), com a exceção do fator “Autoestima negativa” ( $r= -.51$ ;  $p=.00$ ) que manifestou uma correlação negativa forte. Por sua vez, no que diz respeito à correlação existente entre o resultado total da RS-6 e o resultado total da MASC, verificou-se uma correlação negativa moderada ( $r= -.35$ ;  $p=.00$ ). No que se refere às correlações existentes entre o resultado total da RS-6 como o resultado dos seus fatores e subfactores da MASC apuraram-se maioritariamente correlações negativas moderadas, à exceção do fator “Ansiedade de Separação” ( $r= -.15$ ;  $p=.00$ ), que revelou uma correlação negativa baixa. No entanto, os fatores “Evitamento perigo” ( $r=.16$ ;  $p=.00$ ), e os seus respetivos subfactores “Perfeccionismo” ( $r=.11$ ;  $p=.00$ ) e “Coping ansioso” ( $r=.17$ ;  $p=.00$ ), evidenciaram correlações positivas baixas com o resultado total da RS-6.



Tabela 5- Correlações de Spearman entre o resultado total da RS-6, SWSL, MHC-SF, KIDSCREEN-27, CDI e MASC (fatores e subfatores).

N		RS-6 Total
77	SWSL	.63**
1287	MHC-SF Bem-estar Emocional	.65**
1287	MHC-SF Bem-estar Social	.49**
1287	MHC-SF Bem-estar Psicológico	.54**
77	KIDSCREEN-27 Total	.63**
77	KIDSCREEN-27: Bem-estar físico	.53**
77	KIDSCREEN-27: Bem-estar psicológico	.54**
77	KIDSCREEN-27: Autonomia e relação com os pais	.50**
77	KIDSCREEN-27: Suporte social e grupo de pares	.34**
77	KIDSCREEN-27: Ambiente escolar	.56**
1376	CDI Total	-.60**
1376	CDI - Humor negativo	-.46**
1376	CDI - Problemas pessoais	-.42**
1376	CDI - Ineficácia	-.49**
1376	CDI - Anedonia	-.45**
1376	CDI- Autoestima negativa	-.51**
1376	MASC Total	-.35**
1376	MASC – Sintomas físicos	-.44**
1376	✓ MASC - Tensão impaciência	-.41**
1376	✓ MASC - Queixas somáticas	-.40**
1376	MASC – Ansiedade Social	-.41**
1376	✓ MASC - Humilhação rejeição	-.39**
1376	✓ MASC - Desempenho publico	-.34**
1376	MASC- Ansiedade de separação	-.15**
1376	MASC - Evitamento perigo	.16**
1376	✓ MASC - Perfeccionismo	.11**
1376	✓ MASC - <i>Coping</i> ansioso	.17**

Nota: RS-6 = Resilience Scale; SWSL = Satisfaction with Life Scale; MHC-SF = Mental Health Continuum – Short Form; CDI = Children’s Depression Inventory; MASC = Multidimensional Anxiety Scale for Children.

\*\*  $p < .001$

#### 4.5. Estabilidade Temporal

De forma a averiguar a estabilidade temporal da RS-6 utilizou-se a correlação de Spearman entre o resultado total RS6 e resultado total da RS6 preenchida uma segunda vez, assim como o teste de Wilcoxon Signed Rank para amostras dependentes.

Na subamostra de 185 sujeitos, a correlação de Spearman entre o resultado total RS6 e resultado total do reteste demonstrou uma correlação positiva forte ( $r=.64$ ,  $p=.00$ ). Por sua vez, o teste de Wilcoxon Signed Rank ( $Z= -.81$ ;  $p= .42$ ) reportou que não se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre resultados totais nos dois momentos do tempo.

Tabela 6- Análise da estabilidade temporal da RS-6 através da correlação de Spearman e do teste de Wilcoxon Signed Rank.

	N	r	z	p
RS-6 reteste	185	.64**	-.81	.42

\*\*  $p < .01$

#### 4.6. Diferenças entre géneros

Com o intuito de verificar se existiam diferenças estatisticamente significativas entre os géneros relativamente ao resultado total da RS-6 foi realizado o teste de  $U$  de *Mann-Whitney*. Este teste demonstrou que, de facto, existiam diferenças estatisticamente significativas entre os géneros ( $p<.05$ ), verificando-se os sujeitos do sexo masculino demonstrarem valores na nota total da RS-6 ( $M= 33.55$ ,  $DP= 5.96$ ) superiores aos do sexo feminino ( $M= 32.10$ ,  $DP= 6.65$ ), sendo a magnitude do efeito baixa ( $r= -.11$ ).

Tabela 7 - Análise das diferenças entre géneros.

	Sexo masculino (n= 676)		Sexo feminino (n= 1010)		U	z	p	z/ $\sqrt{N}$
	M	DP	M	DP				
<b>RS-6</b>	33.55	5.96	32.10	6.65	299071.00	-4.32	.00	- .11

#### 4.7. Relação entre a resiliência e a idade

De forma a verificar a relação existente entre a pontuação total na *RS-6* e a idade do sujeito respondente foi realizado uma correlação de Spearman, que demonstrou que existe uma correlação estatisticamente significativa negativa fraca ( $r = -.12$ ;  $p = .00$ ) entre estas duas variáveis. Este resultado sugere que quanto maior a idade do sujeito, menor a sua pontuação total na *RS-6*.

### 5. Discussão

O objetivo do presente estudo foi o desenvolvimento de uma nova versão breve da Escala da Resiliência (*RS-6*) para população adolescente portuguesa, partindo da versão breve da Escala da Resiliência (*RS-13*) já aferida para esta população (Pinheiro & Matos, 2013).

Tendo em vista a seleção dos melhores itens para a construção da nova versão reduzida, foram realizadas várias análises fatoriais confirmatórias de forma sequencial. Numa primeira análise foram removidos os itens 3 “*Normalmente faço as coisas conforme elas vão surgindo*”, 5 “*Sinto que consigo lidar com várias coisas ao mesmo tempo*”, 7 “*Tenho autodisciplina*” e 11 “*Numa emergência, sou alguém com quem geralmente as pessoas podem contar*”, devido à opção por uma estratégia mais conservadora no que concerne à validade fatorial, aceitando unicamente pesos fatoriais estandardizados superiores a .70.

Posteriormente, foi averiguado o impacto da remoção do item 9 “*Geralmente consigo encontrar algo que me faça rir*”, tendo em consideração a sugestão da sua remoção no estudo de Oliveira et al. (2015), que mostrou que o modelo apresentava um melhor ajustamento sem este item. Também na presente investigação, a remoção do item em questão melhorou os índices de ajustamento do modelo (Modelo2). Para além disso, dada a intenção pela seleção dos melhores itens da escala para formar a nova versão breve, o facto da análise da consistência interna para o modelo da escala da resiliência com 10 itens (Modelo 2) ter demonstrado que este era o item que apresentava a menor correlação item-total e que a sua remoção teria o menor impacto na consistência interna do instrumento, apoiou a opção pela sua remoção. Deste modo, verificou-se novamente o que já havia sido abordado no estudo (Oliveira et al., 2015), que o conteúdo deste item é diferente dos restantes itens da escala, e coloca-se, mais uma vez, a hipótese do seu

conteúdo não ser tão adequado para a população em questão comparativamente aos restantes itens da escala, assim como a sua falta de especificidade para avaliar o construto da resiliência.

Por último, foram removidos os itens 1 e 12, respetivamente. Tanto a remoção do item 1 “*Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos*”, assim como a remoção do item 12 “*A minha vida tem sentido*”, prendeu-se com o facto de os índices de modificação dos modelos (Modelos 3 e 4) demonstrarem que ambos apresentavam melhor ajustamento com a remoção destes itens, dado o elevado número de sugestões de correlações para estes itens com grande parte dos restantes itens da escala, o que recomendou a sua remoção.

Realizando uma análise qualitativa do conteúdo do item 1 “*Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos*”, este parece ser redundante relativamente ao item 2 “*Sinto-me orgulhoso por ter alcançado objetivos na minha vida.*” e 6 “*Sou determinado*”, uma vez que a resposta a estes dois itens já pressupõem que o sujeito reflita sobre os objetivos que já conseguiu alcançar na sua vida e a sua persistência para alcançar os mesmos, respetivamente, não sendo fundamental a sua presença na nova versão reduzida da escala.

Da mesma forma, foi realizada uma análise qualitativa do conteúdo do item 12 “*A minha vida tem sentido*”. Apesar de este ser um item relevante para a avaliação do construto da resiliência, sendo inclusive a perceção de sentido de vida um fator promotor da resiliência (Masten & Cicchetti, 2016), este pode ser um item de difícil resposta para a população em questão. De facto, tendo em consideração que nesta etapa do desenvolvimento a identidade dos indivíduos ainda está em desenvolvimento, o que está associado com a procura de um sentido de vida que ainda não está bem definido (Negru-Subtirica et al., 2016), a resposta a este item pode não ser clara, o que apoiou a sua remoção. Deste modo, estes dois itens foram retirados da escala, o que deu origem a um modelo mais adequado, como comprovado pelos seus índices de ajustamento.

Por todo os motivos supramencionados, os itens foram removidos da versão reduzida da Escala da Resiliência (RS-13), dando origem à nova versão reduzida da Escala da Resiliência com seis itens (RS-6).

No presente estudo verificou-se a estrutura fatorial de um único fator para a nova versão breve *Resilience Scale*, estrutura esta já obtida para a primeira versão breve em estudos anteriores de Wagnild (2009a) e Pinheiro & Matos (2013). Esta estrutura unifatorial composta por seis itens demonstrou possuir um modelo com bons índices de ajustamento [CFI= .997; TLI= .994; RMSEA= .056 (90% IC:.043-.070); SRMR= .008]. Apenas o valor de qui-quadrado [ $\chi^2$  (15) =

14188.056,  $p < .01$ ] não foi o pretendido. No entanto, devido ao grande tamanho da amostra, este resultado já era expectável.

À semelhança das outras versões da Escala da Resiliência, a RS-6 demonstrou igualmente boas propriedades psicométricas. No que concerne ao seu valor de consistência interna ( $\alpha = .88$ ), foi ligeiramente superior ao encontrado no estudo de Oliveira et al. (2015) para a escala com 12 itens ( $\alpha = .87$ ), contudo, inferior aos valores de consistência interna obtidos nos estudo da validação portuguesa da versão reduzida da Escala da Resiliência com a população adolescentes ( $\alpha = .93$ ), composta por 13 itens (Pinheiro & Matos, 2013), e ao valor encontrado pela versão reduzida para a mesma população da autora original ( $\alpha = .93$ ), com 14 itens (Wagnild, 2009a). No entanto, é importante ter em consideração que por vezes a redução do número de itens tem implicações ao nível da consistência interna, provocando a redução do valor do alfa de *Cronbach* (Taber, 2018). Não obstante da diminuição do alfa de *Cronbach* relativamente a outras versões com maior número de itens, a RS-6 continua a apresentar um bom valor de consistência interna.

Para a nova versão reduzida da Escala da Resiliência (RS-6) escolheram-se os melhores itens, tanto do ponto de vista quantitativo como qualitativo, sendo inclusive o conteúdo dos seis itens selecionados representante dos dois fatores propostos pelas autoras da escala original com 25 itens (Wagnild & Young, 1993). Mais concretamente, os itens 2 “*Sinto-me orgulhoso/a por ter alcançado objetivos na minha vida*”, 6 “*Sou determinado/a.*”, 8 “*Mantenho-me interessado/a nas coisas*”, 10 “*A confiança em mim próprio/a ajuda-me a lidar com tempos difíceis.*” e 13 “*Quando estou numa situação difícil, normalmente consigo encontrar uma solução.*” representam o fator competência pessoal, enquanto o item 4 “*Sou amigo/a de mim próprio/a.*” representa a aceitação de si e da vida, sendo também na versão original da escala o fator competência pessoal constituído por um maior número de itens (17 itens) comparativamente com o fator aceitação de si e da vida (8 itens).

A nova versão reduzida da Escala da Resiliência (RS-6) demonstrou uma correlação positiva muito forte com a versão reduzida anterior (RS-13) ( $r_s = .96$ ,  $p < .01$ ;  $r_c = .90$ ), comprovando que medem o mesmo construto. Também no estudo original para construção da versão reduzida da *Resilience Scale* (Wagnild, 2009a) foi encontrada uma correlação positiva muito forte entre a versão longa (RS-25) e a versão reduzida (RS-14) ( $r = .97$ ,  $p < .001$ ), assim como no estudo da aferição para os adolescentes da população portuguesa (Pinheiro & Matos, 2013) no qual foi

encontrada uma correlação positiva forte entre a versão longa (RS-23) e a versão reduzida (RS-13) ( $r = .98, p < .001$ ).

Com o intuito de avaliar a validade convergente da nova versão breve, foram averiguados os diferentes padrões de associação existentes entre a nota total na RS-6 com outros instrumentos que medem construtos diferentes mas com os quais estaria teoricamente correlacionada (Pereira & Marques, 2018), sendo esperadas correlações moderadas ou fortes entre os mesmos (Gregory, 2014). De facto, a RS-6 exibiu validade convergente com outros instrumentos de medida de bem-estar, evidenciando que o construto medido pela RS-6, a resiliência, está relacionado com a satisfação com a vida ( $r = .63$ ), com a qualidade de vida ( $r = .63$ ) e com o *flourishing* ( $r = .65$ ;  $r = .49$ ;  $r = .54$ ), verificado através das correlações positivas fortes obtidas entre a medida de resiliência e os instrumentos SWLS, KIDSCREEN-27 e MHC-SF, respetivamente. Por outro lado, a RS-6 apresentou uma correlação negativa moderada com a medida de ansiedade (MASC) ( $r = -.35$ ) e uma correlação negativa forte com a medida de sintomatologia depressiva (CDI) ( $r = -.60$ ), tal como era esperado.

A estabilidade temporal apresentada pelo instrumento ( $r = .64, p < .01$ ), verificada numa subamostra composta por 185 sujeitos, demonstra que este é um instrumento fiável e que, os mesmos sujeitos, em diferentes momentos do tempo, apresentam resultados semelhantes. Contudo, este resultado foi inferior ao resultado obtido pelo estudos com adolescentes da população portuguesa de Oliveira et al. (2015) para a versão reduzida da Escala da Resiliência com 12 itens ( $r = .70, p < .01$ ) e ao estudo de Felgueiras et al. (2010) para a versão longa da escala com 25 itens ( $r = .72, p < .01$ ).

No presente estudo verificaram-se diferenças significativas da resiliência relativamente ao sexo, mas com magnitude de efeito baixa, com os sujeitos do sexo masculino a alcançar valores totais na RS-6 superiores aos do sexo feminino. Este resultado é congruente com o estudo de Golçalves & Camarneiro (2018) que concluiu que os rapazes reportam maiores níveis de resiliência comparativamente com as raparigas.

Relativamente à relação existente entre a idade dos sujeitos e sua resiliência, avaliada através da pontuação total da RS-6, foi encontrada uma correlação negativa fraca ( $r = -.12$ ) entre essas duas variáveis, o que sugere que quanto maior a idade do sujeito, menor a sua pontuação total na RS-6. No entanto, este resultado não foi congruente com estudo de Golçalves & Camarneiro

(2018) numa amostra de adolescentes em acolhimento residencial, que reportou que os sujeitos mais velhos demonstravam maiores níveis de resiliência (Golçalves & Camarneiro, 2018).

É importante notar que o presente estudo detém algumas limitações, nomeadamente, a amostra é maioritariamente constituída por sujeitos do sexo feminino. Além do mais, como apontado por Felgueiras et al. (2010), a própria Escala da Resiliência apresenta algumas limitações, como facto de apresentar uma escala de resposta de sete pontos, o que permite que o sujeito opte por uma resposta intermédia, facilitando a opção desta resposta sem necessidade de um julgamento cuidado. Para além disso, as autoras da versão original da *Resilience Scale* (Wagnild & Young, 1993) advertiram para o facto de esta escala apenas possuir questões que permitem aferir altos níveis de resiliência. Adicionalmente, no presente estudo não foi possível avaliar a validade concorrente da RS-6 com outros instrumentos que também meçam o construto da resiliência.

No futuro serão necessários novos estudos com a RS-6 em amostras mais equilibradas ao nível do género e em diferentes amostras da população adolescente, assim como estudos que averiguem a sua validade concorrente, de forma a confirmar as qualidades psicométricas do instrumento e a sua adequação para medir a resiliência nesta população.

## 6. Conclusão

A nova versão reduzida da Escala da Resiliência, *RS-6*, revela ser um instrumento válido e com elevada confiabilidade que, devido à redução do número de itens, permite reduzir o tempo de aplicação do instrumento sem comprometer a fiabilidade dos resultados. Adicionalmente, este instrumento demonstrou estabilidade temporal e capacidade de discriminar diferenças ao nível do género e da idade.

A *RS-6* surge como uma escala com boas propriedades psicométricas, corroborando que este é um bom instrumento para medir a capacidade dos sujeitos da população adolescente de se adaptarem perante às adversidades com que se deparam.

## 7. Referências Bibliográficas

- Aburn, G., Gott, M., & Hoare, K. (2016). What is resilience? An Integrative Review of the empirical literature. *Journal of Advanced Nursing*, 72(5), 980–1000. <https://doi.org/10.1111/jan.12888>
- Benson, J., & Bandalos, D. (1992). Second-Order Confirmatory Factor Analysis of the Reactions to Tests Scale with Cross-Validation. *Multivariate Behavioral Research*, 27(3), 459–487.
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed). The Guilford Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Chmitorz, A., Kunzler, A., Helmreich, I., Tüscher, O., Kalisch, R., Kubiak, T., Wessa, M., & Lieb, K. (2018). Intervention studies to foster resilience – A systematic review and proposal for a resilience framework in future intervention studies. *Clinical Psychology Review*, 59, 78–100. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.11.002>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed). Lawrence Erlbaum Associates.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 1(49), 71–75. <https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901>
- Eisenhart Rothe, A., Zenger, M., Lacruz, M. E., Emeny, R., Baumert, J., Haefner, S., & Ladwig, K.-H. (2013). Validation and development of a shorter version of the resilience scale RS-11: results from the population-based KORA-age study. *BMC Psychology*, 1(1), 1–7. <https://doi.org/10.1186/2050-7283-1-25>
- Felgueiras, M. C., Festas, C., & Vieira, M. (1993). Adaptação e validação da Resilience Scale ® de Wagnild e Young para a cultura portuguesa. *Cadernos de Saúde*, 3(1), 73–80.
- Gaspar, T., & Gaspar de Matos, M. (2008). Qualidade de Vida de Crianças e Adolescentes Versão Portuguesa dos Instrumentos Kidscreen-52. In *Revista Paulista de Pediatria* (Aventura S). <https://doi.org/10.1590/s0103-05822010010400001>
- George, D. (2016). IBM SPSS Statistics 23 Step by Step. In *IBM SPSS Statistics 23 Step by Step*.



<https://doi.org/10.4324/9781315545899>

- Golçalves, A., & Camarneiro, A. (2018). Validação da Resilience Scale de Wagnild e Young em contexto de acolhimento residencial de adolescentes. *Revista de Enfermagem Referencia*, 4(17), 107–118. <https://doi.org/10.12707/RIV17080>
- Gregory, J. R. (2014). Psychological Testing: History, Principles, and Application. In 7th global Edition (Ed.), *Encyclopedia of Mental Health*. Pearson. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-397045-9.00219-6>
- Hair, J., Black, W., Babin, B., Anderson, R., & Tatham, R. (2009). *Análise Multivariada de Dados* (6th ed). Bookman. <https://doi.org/10.13-032929-0>
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory Factor Analysis: Pocket guides to social work research methods*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Keyes, C. L. M. (2002). *The Mental Health Continuum: From Languishing to Flourishing in Life*. 43, 207–222.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practices of structural equation modelling* (4th ed). The Guilford Press.
- Kovacs M. The Children's Depression, Inventory (CDI). *Psychopharmacol Bull*. 1985; 21(4):995-998.
- Levy, P. (1967). The correction for spurious correlation in the evaluation of short-form tests. *Journal of Clinical Psychology*, 23(1), 84–86. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(196701\)23:1<84::AID-JCLP2270230123>3.0.CO;2-2](https://doi.org/10.1002/1097-4679(196701)23:1<84::AID-JCLP2270230123>3.0.CO;2-2)
- March, J. S., Parker, J. D. A., Sullivan, K., Stallings, P., & Conners, C. K. (1997). The Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC): Factor structure, reliability, and validity. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36(4), 554–565. <https://doi.org/10.1097/00004583-199704000-00019>
- Marôco, J. (2014). *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações* (2ªed.). ReportNumber.

- Marújo, H. (1994). Síndromas depressivos na infância e na adolescência. (Tese de doutoramento) Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Lisboa. Lisboa: Portugal.
- Marsh, H. W., Ellis, L. A., Parada, R. H., Richards, G., & Heubeck, B. G. (2005). A short version of the self description questionnaire II: Operationalizing criteria for short-form evaluation with new applications of confirmatory factor analyses. *Psychological Assessment*, *17*(1), 81–102. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.17.1.81>
- Masten, A., & Barnes, A. (2018). Resilience in Children: Developmental Perspectives. *Children*, *5*(7), 98. <https://doi.org/10.3390/children5070098>
- Masten, A. S. (2018). Resilience Theory and Research on Children and Families: Past, Present, and Promise. *Journal of Family Theory and Review*, *10*(1), 12–31. <https://doi.org/10.1111/jftr.12255>
- Masten, A. S., & Cicchetti, D. (2016). Resilience in Development: Progress and Transformation. *Developmental Psychopathology*, 1–63. <https://doi.org/10.1002/9781119125556.devpsy406>
- Matos, A. P., André, R. S., Cherpe, S., Rodrigues, D., & Pinto, A. M. (2010). Estudo Psicométrico preliminar da Mental Health Continuum – Short Form – for youth numa amostra de adolescentes portuguesas. *Psychologica*, *53*, 131–156.
- McCoach, D. B., Gable, R. K., & Madura, J. P. (2013). *Instrument development in the affective domain: School and corporate applications* (3rd ed). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-7135-6>
- Mota, C. P., & Rocha, M. (2012). Adolescência e jovem adultícia: Crescimento pessoal, separação-individuação e o jogo das relações. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, *28*(3), 357–366. <https://doi.org/10.1590/S0102-37722012000300011>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus Statistical Analysis with Latent Variables User's Guide* (7th ed).
- Negru-Subtirica, O., Pop, E. I., Luyckx, K., Dezutter, J., & Steger, M. F. (2016). The meaningful

- identity: A longitudinal look at the interplay between identity and meaning in life in adolescence. *Developmental Psychology*, 52(11), 1926–1936. <https://doi.org/10.1037/dev0000176>
- Neto, F. (1993). The satisfaction with life scale: psychometrics properties in an Adolescent Sample. *Journal of Youth and Adolescence*, 22(2), 125–134.
- Oliveira, A., Matos, A. P., Pinheiro, M. do R., & Oliveira, S. (2015). Confirmatory Factor Analysis of the Resilience Scale Short form in a Portuguese Adolescent Sample. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 165, 260–266. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.12.630>
- Pallant, J. (2016). *SPSS Survival Manual: a step by step guide to data analysis using IBM* (6th ed). Open University Press.
- Peng, C.-Y., Harwell, M., Liou, S.-M., & Ehman, L. (2003). Advances in Missing Data Methods and Implications for Educational Research. *Review of Educational Research*, 812, 1–60.
- Pereira, A., & Marques, C. (2018). Fundamentos da Psicometria. In A. Macedo, A. Pereira, & N. Madeira (Eds.), *Psicologia na Medicina*. Lidel.
- Pesce, R. P., Assis, S. G., Avanci, J. Q., Santos, N. C., Malaquias, J. V., & Carvalhaes, R. (2005). Adaptação transcultural, confiabilidade e validade da escala de resiliência. *Cadernos de Saúde Pública*, 21(2), 436–448. <https://doi.org/10.1590/s0102-311x2005000200010>
- Pinheiro, M., & Matos, A. (2013). Avaliação da resiliência em adolescentes portugueses: Novos contributos para o estudo das versões longa e breve da Resilience Scale de Wagnild e Young. *VIII Simpósio Nacional de Investigação Em Psicologia, 1993*, 806–815. [https://eg.uc.pt/bitstream/10316/47320/1/Avaliação da resiliencia em adolescentes portugueses 2013.pdf](https://eg.uc.pt/bitstream/10316/47320/1/Avaliação%20da%20resiliencia%20em%20adolescentes%20portugueses%202013.pdf)
- Polit, D., & Beck, C. (2017). *Nursing Research Generating and Assessing Evidence for Nursing Practice* (10th edi). Wolters Kluwer.
- Ravens-Sieberer, U., Gosh, A., Erhart, M., Rueden, U. von, Nickel, J., & Kurth, B.-M. (2006). The KIDSCREEN questionnaires: Quality of life questionnaires for children and

- adolescents; Handbook. In *Lengerich*.
- Salvador, C., Matos, A. P., Oliveira, S., March, J. S., Arnarson, E. Ö., Carey, S. C., & Craighead, W. E. (2017). A Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças (MASC): Propriedades Psicométricas e Análise Fatorial Confirmatória numa Amostra de Adolescentes Portugueses The Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC): Psychometric Properties and Confirmat. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica. RIDEP* . N°45 , 3, 33–46. <https://doi.org/10.21865/RIDEP45.3.03>
- Shultz, K., Whitney, D., & Zickar, M. (2014). *Measurement Theory in Action Case Studies and Exercises* (2nd ed). Routledge. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Sommers-Spijkerman, M., Trompetter, H., ten Klooster, P., Schreurs, K., Gilbert, P., & Bohlmeijer, E. (2018). Development and validation of the forms of Self-Criticizing/Attacking and Self-Reassuring Scale-Short form. *Psychological Assessment*, 30(6), 729–743. <https://doi.org/10.1037/pas0000514>
- Stanton, J. M., Sinar, E. F., Balzer, W. K., & Smith, P. C. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self report scales. *Personnel Psychology*, 55(1), 167–194. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2002.tb00108.x>
- Taber, K. S. (2018). The Use of Cronbach’s Alpha When Developing and Reporting Research Instruments in Science Education. *Research in Science Education*, 48(6), 1273–1296. <https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2>
- Tusaie, K., Puskar, K., & Sereika, S. M. (2007). A predictive and moderating model of psychosocial resilience in adolescents: Clinical scholarship. *Journal of Nursing Scholarship*, 39(1), 54–60. <https://doi.org/10.1111/j.1547-5069.2007.00143.x>
- Wagnild, G.M. (2009a). *The Resilience Scale user’s guide for the US English version of the Resilience Scale and the 14-Item Resilience Scale (RS-14)*. Worden, MT: The Resilience Center.
- Wagnild, G. (2009b). A review of the resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 17(2), 105–113. <https://doi.org/10.1891/1061-3749.17.2.105>

Wang, J., & Wang, X. (2020). *Structural Equation Modeling* (2nd ed.). Wiley.

Windle, G. (2011). What is resilience? A review and concept analysis. *Reviews in Clinical Gerontology*, 21(2), 152–169. <https://doi.org/10.1017/S0959259810000420>

## 8. Anexos

### 8.1. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência interna do Modelo 1 – RS-13

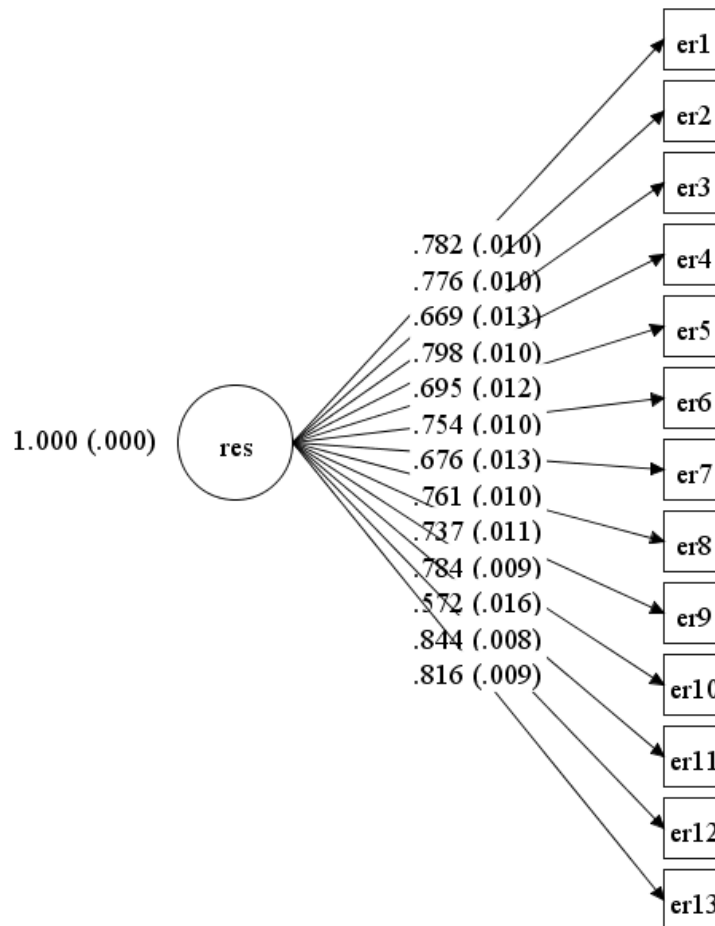


Figura 2 – Modelo 1: Análise Fatorial Confirmatória da RS com 9 itens (pesos fatoriais estandardizados).

Tabela 8 - Análise da consistência interna para a Escala da Resiliência com 13 itens (Modelo 1).

<b><math>\alpha</math> para a escala tota: 0,927</b>						
	<b>Item</b>	<b>M</b>	<b>DP</b>	<b>r Item-total</b>	<b><math>\alpha</math> se eliminado o item</b>	
1.	Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos	5,23	1,257	,720	,920	
2.	Sinto-me orgulhoso por ter alcançado objetivos na minha vida.	5,65	1,281	,712	,920	
3.	Normalmente faço as coisas conforme elas vão surgindo.	5,27	1,191	,610	,923	
4.	Sou amigo de mim próprio.	5,66	1,428	,725	,919	
5.	Sinto que consigo lidar com várias coisas ao mesmo tempo.	4,95	1,371	,637	,923	
6.	Sou determinado.	5,35	1,354	,696	,920	
7.	Tenho autodisciplina.	5,33	1,303	,615	,923	
8.	Mantenho-me interessado nas coisas.	5,44	1,303	,694	,921	
9.	Geralmente consigo encontrar algo que me faça rir.	5,45	1,430	,653	,922	
10.	A confiança em mim próprio ajuda-me a lidar com tempos difíceis.	5,34	1,437	,716	,920	
11.	Numa emergência, sou alguém com quem geralmente as pessoas podem contar.	5,70	1,255	,499	,927	
12.	A minha vida tem sentido.	5,19	1,072	,784	,918	
13.	Quando estou numa situação difícil, normalmente consigo encontrar uma solução.	5,25	1,263	,747	,919	

## 8.2. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência interna do Modelo 2 – Escala da Resiliência com 9 itens

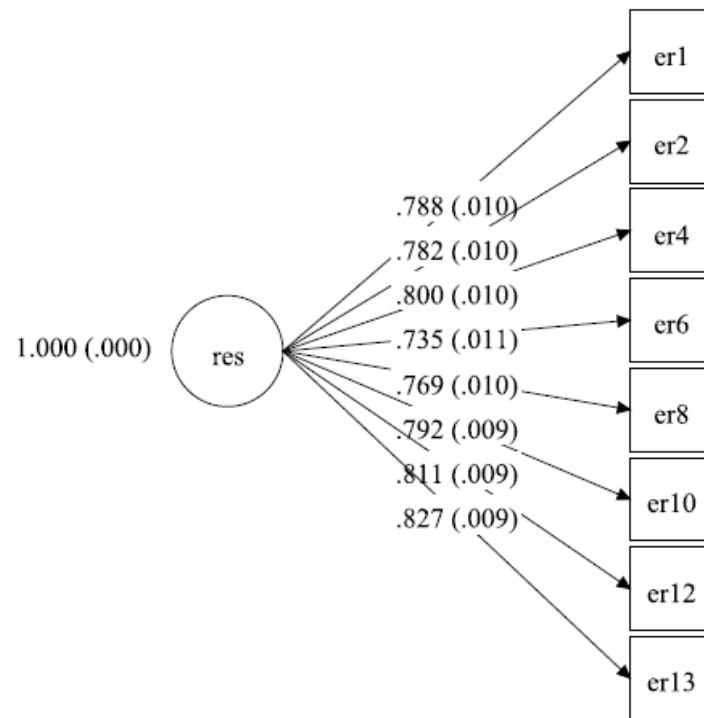


Figura 3 – Modelo 2: Análise Fatorial Confirmatória da RS com 9 itens (pesos fatoriais padronizados).



Tabela 9 - Análise da consistência interna para a Escala da Resiliência com 9 itens (Modelo 2).

<b><math>\alpha</math> para a escala total:</b>		0,917			
<b>Item</b>	<b>M</b>	<b>DP</b>	<b>r Item-total</b>	<b><math>\alpha</math> se eliminado o item</b>	
1. Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos	5,23	1,257	,710	,907	
2. Sinto-me orgulhoso por ter alcançado objetivos na minha vida.	5,65	1,281	,712	,907	
4. Sou amigo de mim próprio.	5,66	1,428	,729	,906	
6. Sou determinado.	5,35	1,354	,666	,910	
8. Mantenho-me interessado nas coisas.	5,44	1,303	,693	,908	
9. Geralmente consigo encontrar algo que me faça rir	5,45	1,430	,662	,911	
10. A confiança em mim próprio ajuda-me a lidar com tempos difíceis.	5,34	1,437	,722	,907	
12. A minha vida tem sentido.	5,19	1,072	,757	,906	
13. Quando estou numa situação difícil, normalmente consigo encontrar uma solução.	5,25	1,263	,750	,905	

### 8.3. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência interna do Modelo 3 – Escala da Resiliência com 8 itens

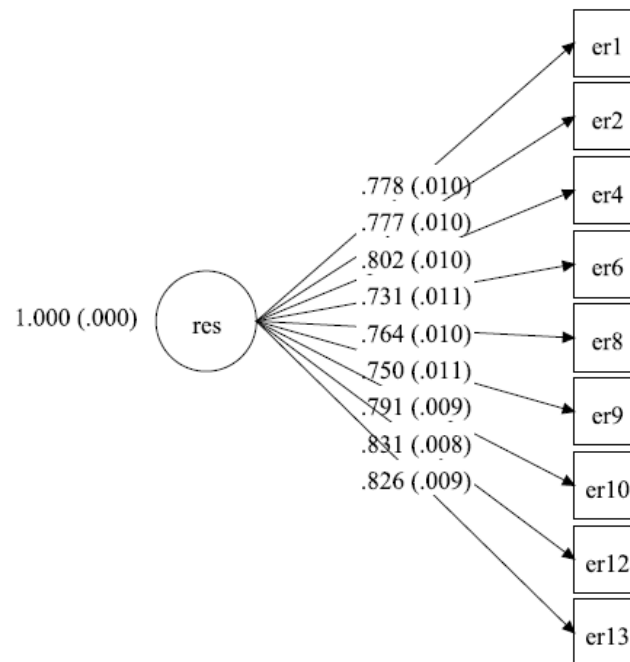


Figura 4 - Modelo 3: Análise Fatorial Confirmatória da RS com 8 itens (pesos fatoriais estandardizados).

Tabela 10- Análise da consistência interna para a Escala da Resiliência com 8 itens (Modelo 3).

<b><math>\alpha</math> para a escala total:</b>		0,911			
<b>Item</b>	<b>M</b>	<b>DP</b>	<b>r Item-total</b>	<b><math>\alpha</math> se eliminado o item</b>	
1. Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos.	5,23	1,257	,555	,899	
2. Sinto-me orgulhoso por ter alcançado objetivos na minha vida.	5,65	1,281	,526	,899	
4. Sou amigo de mim próprio.	5,66	1,428	,538	,899	
6. Sou determinado.	5,35	1,354	,465	,903	
8. Mantenho-me interessado nas coisas.	5,44	1,303	,493	,901	
10. A confiança em mim próprio ajuda-me a lidar com tempos difíceis.	5,34	1,437	,534	,899	
12. A minha vida tem sentido.	5,19	1,072	,556	,899	
13. Quando estou numa situação difícil, normalmente consigo encontrar uma solução.	5,25	1,263	,574	,897	

#### 8.4. Análise Fatorial Confirmatória e Análise da Consistência interna do Modelo 4 – Escala da Resiliência com 7 itens

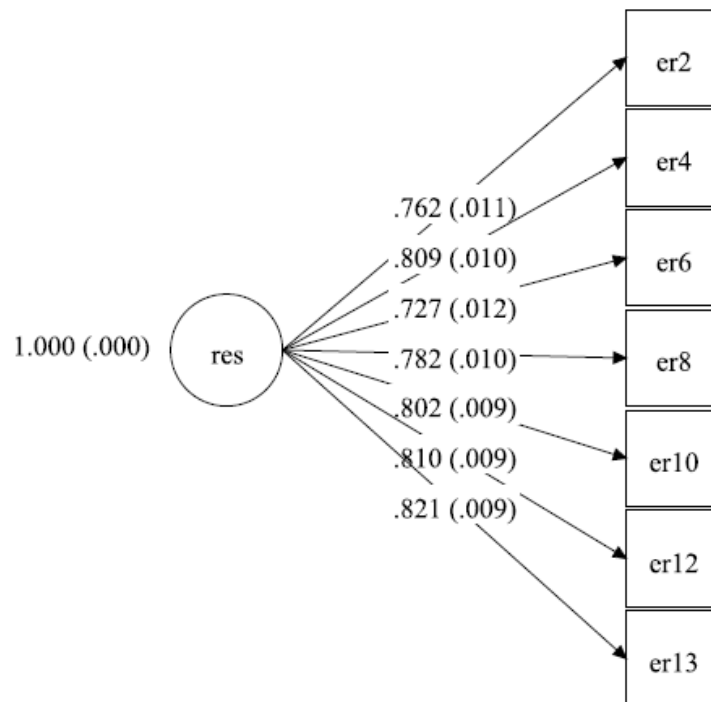


Figura 5 – Modelo 4: Análise Fatorial Confirmatória da RS com 7 itens (pesos fatoriais estandardizados).

Tabela 11 - Análise da consistência interna para a Escala da Resiliência com 7 itens (Modelo 4).

<b><math>\alpha</math> para a escala total:</b> 0,899						
	<b>Item</b>	<b>M</b>	<b>DP</b>	<b>r Item-total</b>	<b><math>\alpha</math> se eliminado o item</b>	
2.	Sinto-me orgulhoso por ter alcançado objetivos na minha vida.	5,65	1,281	,694	,885	
4.	Sou amigo de mim próprio.	5,66	1,428	,725	,882	
6.	Sou determinado.	5,35	1,354	,653	,890	
8.	Mantenho-me interessado nas coisas.	5,44	1,303	,700	,884	
10.	A confiança em mim próprio ajuda-me a lidar com tempos difíceis.	5,34	1,437	,722	,882	
12.	A minha vida tem sentido.	5,19	1,072	,728	,883	
13.	Quando estou numa situação difícil, normalmente consigo encontrar uma solução.	5,25	1,263	,729	,881	