



UC/EPCE — 2015

Universidade de Coimbra
Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação

Estudo Psicométrico da Escala de Resiliência: Efeito Moderador do Funcionamento Psicossocial na Relação entre Resiliência Parental e Sintomatologia Depressiva nos Adolescentes

Cátia Patrícia Abreu Pestana
(e-mail: catiapestana_@hotmail.com)

Dissertação de Mestrado em Psicologia e da Saúde, na subárea de Especialização em intervenções Cognitivo-Comportamentais nas Perturbações Psicológicas e da Saúde, sob a orientação da Professora Doutora Ana Paula Soares Matos

A atual Dissertação de Mestrado Integrado em Psicologia Clínica e Saúde está inserida no âmbito do projeto "Prevenção da Depressão em Adolescentes Portugueses: estudo da eficácia de uma intervenção com adolescentes e pais (Ref. PTDC / MHC-PCL / 4824/ 2012)", cofinanciado pelo Fundo Europeu de Desenvolvimento Regional (FEDER), através do Eixo I do Programa Operacional Fatores de Competitividade (POFC) do Quadro de Referência Estratégica Nacional (QREN), do Programa Operacional Fatores de Competitividade – COMPETE e por Fundos Nacionais através da FCT – Fundação para a Ciência e a Tecnologia.

FCT Fundação para a Ciência e a Tecnologia
MINISTÉRIO DA CIÊNCIA, TECNOLOGIA E ENSINO SUPERIOR



**Estudo Psicométrico da Escala de Resiliência: Efeito
Moderador do Funcionamento Psicossocial na Relação entre
Resiliência Parental e Sintomatologia Depressiva nos Adolescentes**

Cátia Pestana

Dissertação de Mestrado em Psicologia Clínica, subárea de
especialização em Intervenções Cognitivo-Comportamentais em
Perturbações Psicológicas e da Saúde sob a orientação da Professora
Doutora Ana Paula Soares Matos



FPCEUC FACULDADE DE PSICOLOGIA
E DE CIÊNCIAS DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Agradecimentos

Aos meus **pais** pelo apoio incondicional. Pelos esforços que fizeram durante estes cinco anos para que pudesse concluir o meu curso, pelo orgulho e amor que sempre demonstraram, pelas palavras reconfortantes de coragem e incentivo. Mesmo estando longe, estiveram sempre muito perto.

Aos meus **irmãos e cunhado**, por acreditarem em mim, demonstrando sempre o vosso carinho e apoio.

À **Professora Doutora Ana Paula Soares de Matos** pela sua dedicação, paciência, disponibilidade e prontidão em orientar.

À **Cecília, Maria João, Dalete, Mariana, Sofia, Joana e Simone** que se demonstraram incansáveis, pacientes e compreensíveis em momentos menos positivos ao longo deste percurso. Com vocês passei os melhores momentos.

À **Teresa, Rita, Mariana e Andreia** por todas as horas que partilharam comigo, pelos desabafos, pelos sorrisos e apoio constante.

A a todos aqueles que não mencionei mas que de alguma forma entraram na minha vida, contribuindo para a pessoa que sou hoje. Pela força e confiança que sempre depositaram em mim. A todos um Grande e Sincero **OBRIGADA!**

Índice

Esta dissertação inclui os seguintes artigos:

- I. Análise das Qualidades Psicométricas da Escala de Resiliência de Wagnild e Young (1993) numa Amostra de Adultos Portugueses

- II. Resiliência Parental e Depressão na Adolescência: Efeito Moderador do Funcionamento Psicossocial nos Adolescentes

Artigo I

Análise das Qualidades Psicométricas da Escala de Resiliência de
Wagnild e Young (1993) numa Amostra de Adultos Portugueses

Manuscrito em Preparação

Análise das Qualidades Psicométricas da Escala de Resiliência de Wagnild e Young (1993) numa Amostra de Adultos Portugueses

Cátia Pestana ¹

Ana Paula Matos ¹

¹ Universidade de Coimbra

Resumo

A Escala de Resiliência (RS25) é um instrumento desenvolvido por Wagnild e Young (1993) para avaliar a capacidade de resiliência em adultos. Em Portugal, Felgueiras, Festas e Vieira (2010) estudaram a RS25 numa amostra de adolescentes, traduzindo e adaptando a escala, mas obtiveram resultados inconsistentes relativamente à replicação da estrutura unifatorial da escala original sugerida por Wagnild e Young (2009a). Pinheiro e Matos (2013a) redefiniram alguns itens da escala e estudaram a validade de construto da RS, para a população adolescente, criando duas versões portuguesas, a versão longa composta por 23 itens e a versão curta com apenas 13 itens. A presente investigação pretende testar, numa amostra de adultos, a estrutura unidimensional da RS proposta pelos autores originais e confirmada por Pinheiro e Matos (2013a, 2013b) e Oliveira, Matos, Pinheiro e Oliveira (2015) numa

amostra de adolescentes. A amostra foi constituída por 580 pais que participaram na investigação “Prevenção de depressão em Adolescentes: estudo da eficácia de uma intervenção com adolescentes e pais” (PTDC/MHC-PCL/4824/2012). Realizaram-se uma Análise Fatorial Exploratória e uma Análise Fatorial Confirmatória, para testar a estrutura fatorial e estudou-se a consistência interna da escala. Obteve-se uma estrutura unifatorial, composta por 23 itens. O alfa de Cronbach obtido revelou ótima consistência interna, com um valor de .943. Com base nas propriedades psicométricas obtidas conclui-se que a RS23, versão longa, é uma medida fiável para avaliar a capacidade de resiliência na população adulta Portuguesa.

Palavras-chave: Propriedades psicométricas, Escala de Resiliência, Resiliência, Adultos Portugueses

Abstract

The Resilience Scale (RS25) is an instrument developed by Wagnild and Young (1993) to assess resilience levels in adults. In Portugal, the RS25 was studied in adolescent samples by Felgueiras, Festas and Vieira (2010) that performed its translation and adaptation and obtained inconsistent results relating the replication of the original unifactorial structure of the scale suggested by Wagnild e Young (2009a). Pinheiro & Matos (2013a, 2013b) redefined some items of the scale and studied the construct validity of RS for the adolescent population, creating the

Portuguese long version, composed by 23 items, and the short version with only 13 items. The present research intended to verify, in a sample composed by adults, the unidimensional structure proposed by original authors, and confirmed by Pinheiro e Matos (2013a) and Oliveira, Matos, Pinheiro and Oliveira (2015). The sample consisted of 580 parents, mostly female, who participated in the study “Prevention of adolescent depression: efficacy study of an intervention with adolescents and parents” (PTDC/MHC-PCL/4824/2012). An Exploratory Factor Analysis and a Confirmatory Factor Analysis were performed to test the factorial structure of the RS25 and the internal consistency of the scale was studied. A unifactorial structure was obtained consisting of 23 items. The obtained Cronbach’s alpha revealed excellent internal consistency, with a value of .943. Based on the psychometric properties obtained, it is concluded that RS23, long version, is a reliable measure to asses the resilience of the Portuguese adult population.

Keywords: Psychometric proprieties, Resilience Scale, Resilience, Portuguese adults

I.Introdução

O termo *Resiliência* é utilizado para descrever a capacidade de um indivíduo superar, com sucesso, condições adversas ou situações que envolvem risco ao seu bem-estar, desenvolvimento e saúde mental (Reppold, Mayer, Almeida, & Hutz, 2012). É um processo de carácter transaccional mediado pela interação entre o indivíduo e o ambiente (Reppold et al., 2012) e que varia ao longo da vida sendo que, um indivíduo que se mostre resiliente numa situação adversa, pode não o ser noutra situação (Windle, 2010).

Com base na literatura, podemos afirmar que a resiliência é um termo que tem sido explorado em várias áreas, porém na área da Psicologia a sua utilização é ainda recente. Além disso a sua conceptualização não tem sido clara e tem criado algumas controvérsias (Pesce et al., 2005).

Rutter (1987) sugere que a resiliência surge de muitos processos de interação, incluindo relações interpessoais e suporte social, que vão para além das características individuais.

A literatura tem demonstrado que é importante desenvolver medidas fiáveis e válidas capazes de avaliar este constructo (Windle, Bennett & Noyes, 2011), em diferentes grupos etários e contextos. (Felgueiras, Festas & Vieira, 2010).

Entre as escalas desenvolvidas para avaliar a percepção que o indivíduo tem de si próprio enquanto capaz (ou não) de enfrentar eventuais situações difíceis e/ou imprevistas, ser perseverante,

autónomo e ter uma percepção positiva de si mesmo destaca-se a *Resilience Scale*, desenvolvida por Wagnild e Young, em 1993, nos Estados Unidos. Wagnild e Young (1993) definem resiliência como a capacidade para lidar com a mudança ou adversidades, de forma eficaz, ou ainda como uma característica positiva da personalidade, que promove a adaptação individual (Wagnild, 2009a).

A RS25 é um instrumento de auto-relato desenvolvido a partir de um estudo qualitativo, realizado em 1987, com 24 mulheres adultas que demonstraram uma adaptação normativa e com sucesso perante acontecimentos de vida considerados perturbadores do normal funcionamento do indivíduo (Wagnild & Young, 1990, 1993). No referido estudo, estas mulheres eram incentivadas a descrever a forma como reagiam face a um acontecimento de vida negativo (Wagnild, 2009b; Wagnild & Young, 1990, 1993).

A primeira escala de resiliência era constituída por 50 itens. Após uma análise fatorial inicial, a escala foi reduzida para 25 itens que refletiam as cinco características básicas da resiliência, Perserverança, Autoconfiança, Serenidade, Significação e Solidão Existencial (Wagnild & Young, 1990, 1993).

A escala está organizada segundo uma escala tipo *Likert* de 7 pontos, sendo 1. “Discordo Totalmente”, 2. “Discordo Muito”, 3. “Discordo”, 4. “Não Concordo nem Discordo”, 5. “Concordo”, 6. “Concordo Muito e 7. “Concordo Totalmente”. A pontuação total varia entre 25 e 175 pontos. Pontuações superiores a 161 indicam elevado

grau de resiliência, entre 146-160 um grau de resiliência alto, entre 131-145 um grau de resiliência moderado, entre 116-130 um grau baixo de resiliência e pontuações inferiores a 100 indicam um grau muito baixo de capacidade de resiliência (Wagnild, 2009a).

Os autores da escala aplicaram-na a uma amostra constituída por 810 adultos de meia-idade. Obtiveram, a partir de uma análise de componentes principais (ACP com rotação Oblíqua), a existência de dois fatores principais, designados por Fator I- *Competência Pessoal* e Fator II-*Aceitação de Si e da Vida*. Estes fatores explicaram 44% do total da variância total (Wagnild & Young, 1993). O fator I era composto por 17 itens que refletiam autoconfiança, independência, maestria, desenvoltura e perseverança. O fator II, com 8 itens representava a capacidade de adaptação, equilíbrio, flexibilidade e perspectiva equilibrada sobre a vida.

Numa extensa revisão literária, efetuada por Wagnild (2009b), sobre a *Resilience Scale*, salientava-se a existência de traduções e adaptações para mais de doze países e que a mesma já havia sido aplicada a vários grupos populacionais e em diferentes faixas etárias: adolescentes, adultos e idosos, incluindo populações de risco e mães com filhos em idade pré-escolar. Estes estudos encontraram alfas de Cronbach entre .72 e .94, que atestavam a boa consistência interna da RS25, demonstrando que esta era uma boa escala para ser aplicada em diferentes grupos etários e etnias (Wagnild, 2009b). No entanto, Wagnild (2009a), no guia de utilização da escala, salientou a existência

de uma estrutura unifatorial da escala e recomendou que a sua cotação deveria ter em conta uma nota total.

Outros autores têm estudado a estrutura fatorial da escala e a sua consistência interna, tendo encontrado bons valores de alfa de Cronbach (e.g., Girtler et al., 2010 em Itália, Losoi et al., 2013 na Finlândia; Nishi, Uehara, Kondol, Matsuoka, 2010 no Japão e Ruiz, Vega, Poveda, Rosado & Serpa, 2012 em Espanha). Quanto à estrutura fatorial, Girtler et al. (2010) encontraram seis dimensões. Losoi et al. (2013) obtiveram resultados inconsistentes para a estrutura fatorial da RS, pois tanto obtiveram uma solução bifatorial como uma de 5 fatores. Ruiz et al. (2012) encontraram uma estrutura bi-fatorial. Nishi et al. (2010) encontraram uma estrutura unifatorial para a RS e para RS14, com um valor de alfa de Cronbach de, respetivamente, .90 e .88.

A primeira adaptação transcultural para português da Escala de Resiliência de Wagnild e Young foi realizada pelo grupo de estudos de Pesce et al. (2005) numa amostra de adolescentes brasileiros. Nesta adaptação transcultural, numa análise fatorial, os autores encontraram uma solução de três fatores, com um alfa de Cronbach de .80, e mantiveram os 25 itens originais.

Em Portugal, estudos de adaptação e validação da *Resilience Scale* de Wagnild e Young (Felgueira et al., 2010; Oliveira & Machado, 2011; Pinheiro & Matos, 2013a, 2013b), indicaram boa consistência interna do instrumento, com alfas de Cronbach entre .80 e .94. Contudo,

ainda permanecem algumas controvérsias em relação à sua estrutura fatorial.

Felgueiras et al. (2010), numa amostra de adolescentes, e Oliveira & Machado (2011), numa amostra de estudantes do ensino superior, encontraram uma estrutura multidimensional de cinco fatores que apresentou boas propriedades psicométricas.

Posteriormente, e recorrendo a uma análise fatorial exploratória, Pinheiro e Matos (2013a, 2013b) redefiniram alguns itens e estudaram a validade de construto da RS para uma amostra de adolescentes portugueses. Esta investigação deu origem a uma versão longa, de 23 itens, e uma versão curta, de 13 itens, com estruturas unifatoriais. No que concerne à fiabilidade, encontraram excelente consistência interna, para a RS23 (alfa igual a .95) e RS13 (alfa igual a .93) (Pinheiro & Matos, 2013a, 2013b) indo de encontro a valores já encontrados noutros estudos (Abiola & Udofia, 2011; Felgueiras et al., 2010; Pesce et al., 2005; Wagnild & Young, 1993).

Mais tarde, a versão curta para adolescentes foi sujeita a uma análise confirmatória que conduziu à construção da escala com apenas 12 itens e que corroborou a estrutura unifatorial da RS. Nesta análise encontraram um alfa de Cronbach de .87, indicador de boa consistência interna (Oliveira et al., 2015).

II. Objetivo do estudo

Este estudo surge integrado no projeto I&D, financiado pela FCT, intitulado “Prevenção da Depressão em Adolescentes Portugueses: estudo da eficácia de uma intervenção com adolescentes e pais” (PTDC /MHC-PCL / 4824/2012).

O presente estudo tem como objetivo explorar a estrutura fatorial da RS25 a partir de uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) e uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Pretende-se estudar a dimensionalidade e a fiabilidade da escala.

III. Método

3.1. Participantes

A amostra total foi constituída por 580 pais, que voluntariamente aceitaram participar no Projeto de Investigação, “Prevenção da Depressão em Aportugueses: estudo da eficácia de uma intervenção com adolescentes e pais” (PTDC /MHC-PCL / 4824/2012).

Amostra 1: utilizou-se na Análise Fatorial Exploratória uma amostra composta por 193 pais, 62.7% do género feminino e 37.3% do género masculino, com idades compreendidas entre os 30 e os 67 anos de idade ($M = 43.09$; $DP = 5.31$). Encontrou-se que 32.1% da amostra pertence ao nível socioeconómico baixo, 58.5% ao nível médio e 6.2% ao nível elevado.

Amostra 2: constituída por 387 pais, utilizada na Análise Fatorial Confirmatória da escala. Constatou-se que a maioria pertencia ao género feminino (64.9%) e 35.1% ao género masculino. As idades variaram entre os 28 e os 69 anos de idade ($M = 42.69$; $DP = 6.231$). Relativamente ao nível socioeconómico, 30.5% apresentava nível baixo, 57.1% nível médio e 9.8% nível elevado.

3.2. Instrumento de medida

Escala de Resiliência – versão longa (RS-Resilience Scale, Wagnild & Young, 1993; versão portuguesa de Pinheiro & Matos, 2013, baseada na tradução de Felgueiras, Festas & Vieira, 2010). A RS versão longa pretende avaliar o nível de resiliência do indivíduo como uma característica positiva da personalidade que promove a adaptação individual (Wagnild & Young, 1993). É constituída por 25 itens, sendo que cada item é cotado numa escala tipo *Likert* de 7 pontos. (Wagnild & Young, 1993). A pontuação total pode variar entre 25 e 175 pontos (Wagnild & Young, 1993).

A RS indicou boas propriedades psicométricas, relativamente à validade interna e validade de conteúdo. Possui um alfa de Cronbach .91 e apresenta correlações dos itens com a pontuação total da escala entre .37 e .75 (Wagnild, 1993). É composta por uma estrutura unifatorial que integra itens que remetem para aspetos relacionados com a autoconfiança, independência, maestria, desenvoltura, perseverança, capacidade de adaptação, equilíbrio, flexibilidade e

perspetiva equilibrada sobre a vida (Wagnild, 2009a, 2009b; Wagnild & Young, 1993). No presente estudo obteve-se um alfa de Cronbach de .943.

3.3. Procedimento Metodológico

A recolha dos dados foi realizada na zona centro do país. Um protocolo, incluindo a Escala de Resiliência - 25itens foi entregue aos alunos que estavam integrados no Projeto de Investigação “Prevenção da Depressão em Adolescentes Portugueses: Estudo da Eficácia de uma Intervenção com Adolescentes e Pais” (PTDC /MHC-PCL / 4824/2012). Estes protocolos eram preenchidos pelos encarregados de educação e posteriormente entregues às responsáveis do projeto. Previamente os participantes foram informados sobre os objetivos gerais da investigação, bem como sobre o anonimato dos resultados, facultando-nos o seu consentimento assinado para a participação no estudo.

Para avaliar a capacidade de resiliência dos pais utilizou-se a Escala de Resiliência (RS25, Wagnild, 2009; Wagnild & Young, 1993; versão Portuguesa: Pinheiro & Matos, 2013). Antes de iniciar o preenchimento é descrita a seguinte instrução: “Por favor, leia atentamente cada uma das afirmações seguintes e responda em relação a si, à sua forma de pensar, sentir e agir”. Os respondentes deviam assinalar consoante o grau em que consideravam que os itens melhor os descreviam.

3.4. Procedimento Estatístico

Numa amostra de 580 adultos, 33 % dos casos foram utilizados para efetuar a Análise Fatorial Exploratória e 67% dos casos serviram para realizar a Análise Fatorial Confirmatória. Relativamente às análises descritivas, obtiveram-se os valores mínimos e máximos e as médias e desvios-padrão para a amostra total, constituída pelos 580 participantes.

Na análise da dimensionalidade dos 25 itens da escala de Resiliência (RS25), efetuou-se uma Análise Fatorial Exploratória (AFE), recorrendo ao programa informático SPSS (*Statistical Package for the Social Sciences* – versão 22.0 para o Windows (SPSS Inc, Chicago, IL).

A RS25 foi estudada usando a Análise de Componentes Principais, seguida de rotação *Oblimin* (Tabachnick & Fidel, 2007), à semelhança do estudo original. A retenção dos fatores foi realizada com base em *eigenvalues* superiores a 1 (critério de Kaiser) e a partir de uma análise do *Scree Plot*. Os itens foram mantidos com base nos valores dos pesos fatoriais, das comunalidades, das correlações item-total e dos alfas para cada item excluindo o item. Para garantir a adequação dos dados, utilizou-se o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que varia entre 0 e 1, sendo que .60 é o valor mínimo considerado para uma boa análise (Tabachnick & Fidell, 2007). Pestana & Gageiro (2005) referem que valores inferiores a .50 são inaceitáveis, entre .50 e .60 maus, de .60

a .70 razoáveis, entre .70 e .80 médios, de .80 a .90 bons e acima de .90 muito bons. Utilizou-se também o teste de Esfericidade de Bartlett's para testar a adequação dos dados para a realização da análise fatorial.

Relativamente à consistência interna (fiabilidade) da escala, esta foi calculada através do alpha de Cronbach (valores entre 0.70 e 0.80 são considerados fiáveis de acordo com Pestana e Gageiro, 2003). No que diz respeito às correlações item-total, valores abaixo de 0.30 sugerem que pode ser mais adequado eliminar o item (Osborne & Castello, 2005).

Estudaram-se diferenças entre géneros, através de testes *t* de *Student*, no qual foram consideradas diferenças estatisticamente significativas aquelas que apresentavam valores de *p* inferiores ou iguais a .05 (Marôco, 2010).

Para efetuar a Análise Fatorial Confirmatória (AFC) recorreu-se ao programa informático *Software Analysis of Moments Structures* (AMOS) versão 20 para o Windows (SPSS Inc, Chicago, IL).

Inicialmente verificaram-se os pressupostos subjacentes à análise, considerando os valores absolutos de assimetria (Sk) e curtose (Ku). Valores de $SK > |3|$ e $Ku > |10|$ indicam violação dos princípios da normalidade (Kline, 2005). A distância de Mahalanobis (MD^2) foi analisada para identificar possíveis outliers. A qualidade de ajustamento do modelo foi avaliada, com base em várias medidas: o qui-quadrado ($\chi^2/g.l.$), *Goodness-of-Fit Index* (GFI), *Normed Fit Index* (NFI), *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI),

Parcimony comparative fit index (PCFI), *Parcimony Goodness-of-Fit Index (PGFI)* e *Root Mean Square of Approximation (RMSEA)*. De forma a avaliar o ajustamento do modelo, consideraram-se os seguintes valores: $\chi^2/g.l$ inferior a 2 é considerado bom, TLI e CFI bons se superiores a .90 (Kline, 2005; Marôco, 2010). GFI varia entre 0 e 1, considerando que quanto mais próximo de 1 melhor o ajustamento do modelo (Marôco, 2010). PNFI bom se superior a .60 e muito bom se superior a .80. Para o PGFI e PCFI, os índices são considerados bons quando situados entre .60 e .80, e muito bons se superiores a .80. (Marôco, 2010). Quanto ao RMSEA, consideraram-se valores entre .05 e .10 como sendo bons e inferiores a .05 como sendo muito bons (Marôco, 2010; Meyers, Gamst, & Guarino, 2013).

Após conduzida a CFA, os índices de ajustamento, os pesos fatoriais ($\lambda \geq 0.50$) e as fiabilidades individuais ($r^2 \geq 0.25$) foram analisados (Marôco, 2010).

IV. Resultados

4.1 Análise Fatorial Exploratória (AFE)

A Análise Fatorial Exploratória (AFE) teve como intuito testar a estrutura fatorial proposta pelos autores originais, Wagnild & Young (1993) e consequentemente validá-la para adultos da população Portuguesa. Para o efeito utilizou-se uma amostra de 193 adultos.

Na primeira análise de componentes principais, garantimos a viabilidade de utilização da AFE, a partir do teste de KMO (.933), considerado aceitável, e do teste de Esfericidade de Bartlett's [$\chi^2(300)=2687.237$; $p<.001$], que se revelou significativo. Todos os itens individuais apresentaram valores que, de acordo com Kline (2005) não se afastam excessivamente dos valores considerados adequados, permitindo afirmar que não houve violação dos princípios da normalidade.

O conjunto dos 25 itens da RS foi submetido a uma análise fatorial de componentes principais, utilizando a rotação oblíqua. Na solução inicial livre, encontrou-se uma estrutura de cinco fatores que explicava 62.85% da variância total. No entanto verificou-se que, à exceção do fator I que explicava 44,03% da variância (*eigenvalues* 11), os restantes fatores, individualmente explicavam uma variância inferior a 5%.

Posteriormente, e à semelhança dos autores originais, analisou-se uma solução com dois fatores, concluindo-se que apenas dois itens, 12 e 13, representavam o fator II. Considerando que um fator com menos de três itens é geralmente considerado instável (Costello & Osborn, 2005) optou-se por forçar a análise apenas a um fator.

De modo a consolidar esta decisão, recorreu-se ao *Scree Plot* de Cattell (1996), que confirmou uma descida acentuada entre o fator I e o fator II, sendo visível um achatamento da curva no fator II. Tendo em conta que geralmente o número de fatores a reter deverá situar-se acima

do ponto de achatamento, não incluindo o ponto onde ocorre o achatamento (Costello & Osborn, 2005), prosseguimos a análise com apenas um fator (figura 1).

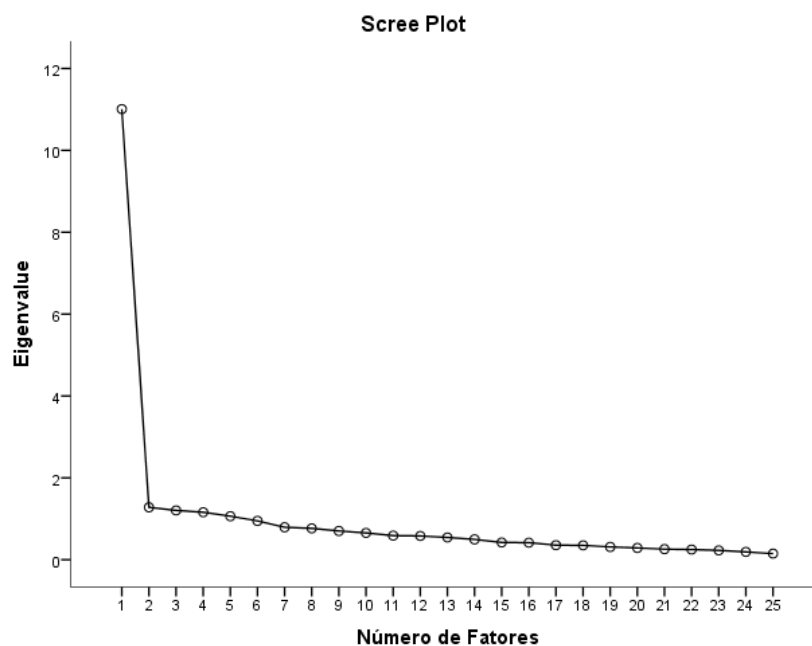


Figura 1. Distribuição dos *Eigenvalues* pelo Número de Fatores

Após nova análise de componentes principais concluiu-se que uma solução unifatorial seria a mais adequada. A solução com um fator explica 44.03 % da variância (*eigenvalues* 11), tem pesos fatoriais superiores a .340 (item 20) e comunalidades baixas nos itens 12 (.164) e 20 (.116). Segundo Child (2006), comunalidades baixas são as que apresentam valores inferiores a .20. Considerou-se que itens com peso fatorial inferior a .40 seriam excluídos (DeVellis, 2003).

Ao analisar as correlações entre os itens e a pontuação total, os resultados mostraram correlações moderadas e fortes (.30 a .70). Porém, verificou-se que os itens 12 e 20, com correlações de .375 e .318 respetivamente, quando retirados da escala aumentavam o valor de alfa.

Eliminaram-se os itens 12 e 20 com os seguintes conteúdos, respetivamente “*Vivo um dia de cada vez*” e “*Às vezes obrigo-me a fazer coisas quer queira quer não*”. Posto isto, encontrou-se uma solução final unifatorial que explica 46.73 % da variância total (*eigenvalues* 10.74), com pesos fatoriais superiores a .495 e comunalidades a cima de .245. De referir que podem ser aceites comunalidades abaixo de .40, se a média das comunalidades for superior a .40 (Stevens, 1986) o que se verifica na presente análise.

Posto isto, considerou-se a solução unifatorial, constituída por 23 itens, como sendo a mais adequada. Os pesos fatoriais e as comunalidades são apresentados no quadro 1, assim como os *eigenvalues* e a percentagem de variância explicada.

Quadro 1. *Pesos Fatoriais e Comunalidades (h^2) da solução fatorial final ($N = 193$)*

Item	Fator	h^2
1. Quando faço planos, levo-os até ao fim.	.693	.480
2. Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos.	.628	.394

3. Sou capaz de depender de mim próprio/a mais do que qualquer pessoa.	.508	.258
4. Manter-me interessado nas atividades do dia-a-dia é importante para mim.	.694	.482
5. Consigo ficar/estar sozinho/a, entregue a mim próprio/a, se for preciso.	.640	.409
6. Sinto-me orgulhoso/a por ter alcançado objetivos na minha vida.	.714	.510
7. Normalmente faço as coisas conforme elas vão surgindo.	.502	.252
8. Sou amigo/a de mim próprio/a.	.715	.511
9. Sinto que consigo lidar com várias coisas ao mesmo tempo.	.711	.506
10. Sou determinado/a.	.744	.554
11. Raramente me questiono se a vida tem sentido.	.495	.245
13. Posso passar por tempos difíceis porque enfrentei tempos difíceis antes.	.549	.301
14. Tenho autodisciplina.	.742	.551
15. Mantenho-me interessado/a nas coisas	.828	.686
16. Geralmente consigo encontrar algo que me faça rir.	.533	.284
17. A confiança em mim próprio/a ajuda-me a lidar com tempos difíceis.	.778	.605
18. Numa emergência, sou alguém com quem geralmente as pessoas podem contar.	.691	.478
19. Normalmente consigo olhar para uma situação de várias perspetivas.	.749	.561
21. A minha vida tem sentido.	.827	.684

22. Eu não fico obcecado/a com coisas que não posso resolver.	.529	.280
23. Quando estou numa situação difícil, normalmente consigo encontrar uma solução.	.745	.555
24. Tenho energia suficiente para fazer o que deve ser feito.	.819	.670
25. Não tenho problema com o facto de haver pessoas que não gostam de mim.	.702	.493
<i>Eigenvalues</i>	10.74	-----
Variância explicada (%)	46.73	-----

Nota: h^2 = Comunalidades; os itens 12 e 20 foram eliminados da solução inicial para a solução final.

Estudaram-se as propriedades dos itens e a consistência interna, através da análise da média e do desvio-padrão do item, das correlações item-total e do alfa de Cronbach quando o item é eliminado. Verificaram-se correlações item-total superiores a .40 (Hill & Hill, 2009) (cf. quadro 2).

Quadro 2. *Propriedades dos itens e consistência interna da solução fatorial final*

Item	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>r</i>	<i>α</i>
1.Quando faço planos, levo-os até ao fim.	123.23	304.51	.662	.940
2. Eu normalmente acabo por conseguir alcançar os meus objetivos.	123.34	310.94	.591	.941

3. Sou capaz de depender de mim próprio/a mais do que qualquer pessoa.	123.41	309.92	.478	.943
4. Manter-me interessado nas atividades do dia-a-dia é importante para mim.	122.70	312.05	.657	.940
5. Consigo ficar/estar sozinho/a, entregue a mim próprio/a, se for preciso.	122.72	309.03	.599	.941
6. Sinto-me orgulhoso/a por ter alcançado objetivos na minha vida.	122.65	311.37	.669	.940
7. Normalmente faço as coisas conforme elas vão surgindo.	123.26	315.86	.476	.942
8. Sou amigo/a de mim próprio/a.	122.90	304.99	.685	.939
9. Sinto que consigo lidar com várias coisas ao mesmo tempo.	122.93	309.67	.660	.940
10. Sou determinado/a.	122.83	307.71	.703	.939
11. Raramente me questiono se a vida tem sentido.	123.68	310.21	.463	.943
13. Posso passar por tempos difíceis porque enfrentei tempos difíceis antes.	123.22	311.11	.503	.942
14. Tenho autodisciplina.	123.05	307.65	.698	.939
15. Mantenho-me interessado/a nas coisas.	122,87	307,70	,792	,938
16. Geralmente consigo encontrar algo que me faça rir.	123.21	312.50	.494	.942
17. A confiança em mim próprio/a ajuda-me a lidar com tempos difíceis.	123.02	304.49	.744	.939

18. Numa emergência, sou alguém com quem geralmente as pessoas podem contar.	122.42	312.31	.649	.940
19. Normalmente consigo olhar para uma situação de várias perspetivas.	122.96	307.75	.708	.939
21. A minha vida tem sentido.	122.69	302.58	.796	.938
22. Eu não fico obcecado/a com coisas que não posso resolver.	123.56	310.68	.494	.942
23. Quando estou numa situação difícil, normalmente consigo encontrar uma solução.	123.31	308.19	.706	.939
24. Tenho energia suficiente para fazer o que deve ser feito.	123.02	303.65	.781	.938
25. Não tenho problema com o facto de haver pessoas que não gostam de mim	123.03	305.26	.668	.940

Nota. Médias (*M*) e Desvios-Padrão (*DP*) dos itens, Correlações Item-Total (*r*), Alfa de *Cronbach* quando o item é eliminado (α).

4.2. Análise Fatorial Confirmatória (AFC)

Com o objetivo de conseguir mais evidências para se corroborar a unidimensionalidade da escala, foi conduzida uma análise fatorial confirmatória (CFA). A RS23 apresentou um $\chi^2/df=3.399$, $p < .001$, que pode ser considerado como aceitável. Os índices da qualidade de ajustamento revelaram-se aceitáveis, GFI=.843; NFI=.815; TLI=.848; CFI=.861; PNFI=.741; PGFI=.783; RMSEA=.079 (Marôco, 2010).

Relativamente à qualidade de ajustamento local, todos os pesos fatoriais (λ) foram estatisticamente significativos e diferentes de zero

($p < 0.001$). Encontraram-se pesos fatoriais superiores a .33, podendo considerar-se aceitáveis (Marôco, 2010). Em relação à fiabilidade individual de cada item, encontraram-se valores inferiores ao que é recomendável, inferiores a .25, para os seguintes itens: item 3 ($r^2 = .22$), item 7 ($r^2 = .18$), item 11 ($r^2 = .16$), item 13 ($r^2 = .11$) e o item 22 ($r^2 = .12$) (ver figura 2). Numa tentativa de melhorar os pesos fatoriais e as fiabilidades individuais obtidas, eliminaram-se alguns itens e retiraram-se outliers. Contudo, os índices de ajustamento do modelo revelaram-se sofríveis, o que conduziu à decisão de fazer permanecer estes itens na escala.

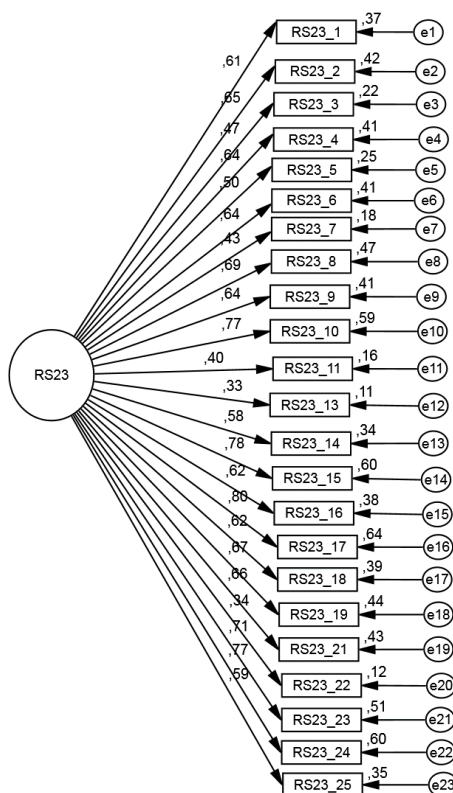


Figura 2 . Pesos e fiabilidades individuais para os 23 itens. GFI=.843;

NFI=.815; TLI=.848; CFI=.861; PNFI=.741; PGFI=.783; RMSEA=.079

Relativamente às estatísticas descritivas da escala, encontramos, no quadro 3, os valores referentes aos valores mínimo e máximo, à média e ao desvio padrão para a estrutura unifatorial. A média total obtida foi de 128.08 ($DP = 17.43$).

Quadro 3. *Mínimo (Min), Máximo (Max.), Média (M) e Desvio Padrão (DP) (N=580)*

	<i>N</i>	<i>Min.</i>	<i>Max.</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>
RS23	580	23	161.00	128.08	17.43

De referir que não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas em relação ao género dos participantes para a pontuação total da RS23, [$t(465.28) = .111, p = .911$] (cf. quadro 4). Na solução final da escala obteve-se um valor de alfa de Cronbach de .943, revelador de uma ótima consistência interna.

Quadro 4. *Diferença de Género para a Pontuação Total da RS23 (N = 580)*

	Masculino (n=208)		Feminino (n=372)			
	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
RS23 total	127.97	16.32	128.13	18.04	.111	.911

Nota. *M* = Média; *DP* = Desvios Padrão; $p < .05$

V. Discussão

O presente estudo teve como principal objetivo explorar as propriedades psicométricas da versão longa da *Resilience Scale* – RS25 desenvolvida por Wagnild & Young (1993), numa população de adultos portugueses. Considera-se este estudo um contributo importante para o estudo da Escala de Resiliência, dada a inconsistência que se tem encontrado nos diversos estudos relativos à estrutura fatorial da RS (Felgueiras et al., 2010; Pesce et al., 2005; Pinheiro & Matos, 2013a, 2013b; Wagnild, 1993), e pela escassez de estudos que envolvam amostras de adultos, pois esta escala tem sido aplicada essencialmente em amostras de adolescentes (Aher, Kiehl, Sole, & Byers, 2006; Oliveira et al., 2015) e em jovens adultos (Oliveira & Machado, 2011).

A escala de resiliência visa avaliar a capacidade para lidar com a mudança ou adversidades de forma eficaz, podendo também a resiliência ser vista como uma característica positiva da personalidade, que promove a adaptação individual (Wagnild, 2009).

Na presente investigação encontrou-se uma estrutura unifatorial, constituída por 23 itens, que difere da estrutura original proposta por Wagnild e Young (1993), mas está de acordo com proposta de Wagnild (2009a). Esta escala é composta por apenas um fator que explica 46.73 % da variância total. Da escala original, eliminaram-se os itens 12 (“*Vivo um dia de cada vez*”) e 20 (“*Às vezes obrigo-me a fazer coisas quer queira quer não*”), por possuírem pesos e/ou comunalidades baixas e porque a sua retirada aumentava a

consistência interna da escala. Desta forma, a estrutura fatorial obtida corrobora ainda a estrutura unifatorial e a eliminação do item 20 encontrada por Pinheiro & Matos (2013a, 2013b), na versão longa da Escala de Resiliência para adolescentes.

Analisando o conteúdo de cada item podemos compreender melhor a razão pela qual os dois itens foram retirados da escala. O item 12, com o conteúdo “*Vivo um dia de cada vez*”, refere-se, de alguma forma, ao experienciar a vida momento a momento. Sendo a população-alvo constituída por pais de adolescentes, e considerando-se que têm um elevado nível de responsabilidade, nomeadamente responsabilidades familiares e laborais, é expectável que os seus pensamentos estejam mais direccionados para o futuro, impedindo-os de viver de forma plena um dia de cada vez.

Relativamente ao item 20, com o conteúdo “*Às vezes obrigo-me a fazer coisas quer queira quer não*”, verificou-se que, à semelhança do estudo realizado por Pinheiro & Matos (2013a, 2013b), este item não contribuía adequadamente para a estrutura fatorial da escala. Pela análise do seu conteúdo, considerou-se que o item poderia ser sensível à desejabilidade social. Assim, poderia haver uma tendência para estes pais responderem de acordo com o que é esperado culturalmente, mantendo uma postura que julgam ser a mais adequada.

A estrutura fatorial obtida mostrou ainda valores adequados relativamente às correlações item-total e aos respetivos valores de alfa de Cronbach. Verificaram-se correlações item-total superiores a .40 e

alfas de Cronbach indicadores de ótima consistência interna, ou seja, superiores a 0.93. A escala total, obteve ótima consistência interna, com um valor de alfa de Cronbach de .943, superior aos valores encontrados em estudos anteriores, (Abiola & Udofia, 2011; Felgueiras et al., 2010; Heilemann, Lee, & Kury, 2003; Nishi et al., 2010; Pesce et al., 2005; Wagnild & Young, 1993), que encontraram alfas de Cronbach entre 0.80 e 0.91.

Após realizada a Análise Fatorial Exploratória procedeu-se a uma Análise Fatorial Confirmatória, com o intuito de confirmar a estrutura unifatorial. Embora os índices de ajustamento tenham indicado um ajustamento aceitável do modelo testado (Marôco, 2010), alguns itens revelaram pesos fatoriais e fiabilidades individuais inferiores ao recomendável. No entanto, optou-se por manter estes itens (3, 7, 11, 13 e 22). Esta decisão foi baseada essencialmente no conteúdo de cada item e também porque se verificou que, eliminando os itens, os índices de ajustamento do modelo revelaram-se sofríveis.

O item 13 foi analisado cuidadosamente, visto ser o item com valores mais baixos quanto ao peso fatorial e à fiabilidade individual. Este item revelou-se instável no estudo de Pinheiro & Matos, 2013b, tendo sido removido, da versão longa da escala para adolescentes. No entanto, no presente estudo considera-se que este item, com o conteúdo *“Posso passar por tempos difíceis porque já passei por tempos difíceis antes”* deverá ser mantido na escala RS23. Sendo a escala por nós estudada no presente estudo dirigida à população adulta, este item

poderá fornecer informação relevante relativamente ao facto do indivíduo ter passado previamente por experiências difíceis e à percepção que este tem de si como capaz de contornar as adversidades da vida, fatores que se associam habitualmente com o conceito de resiliência (Anaut, 2002; Windle et al., 2011).

Importa considerar algumas limitações deste estudo. Uma limitação prende-se com a composição da amostra, pois esta estava claramente enviesada em termos de género, no sentido de a maioria dos respondentes pertencer ao género feminino. Este facto deve-se ao facto de, nas escolas, as mães se voluntariarem mais frequentemente para a participar na investigação (participando também mais na vida escolar dos filhos e, de uma forma geral, nas iniciativas organizadas pelas escolas). Outra fragilidade a ser apontada é não terem sido analisadas a validade (convergente e divergente) nem a estabilidade temporal da escala.

Considera-se importante que futuras investigações repliquem estes dados em amostras maiores, e com maior representatividade do género masculino. A análise das validades, convergente e divergente e da estabilidade temporal da RS23, deverá ser estudada em futuros estudos.

Dado o carácter exploratório do estudo e ter-se optado por manter a escala o mais fiável possível à estrutura original, sendo conservadores na retirada de itens, considera-se que esta estrutura deverá ser revista, analisando cuidadosamente a forma como se

comportam os itens retirados e avaliando a possibilidade de se eliminarem outros itens que possam estar a comprometer a qualidade psicométrica desta medida.

Em suma, os dados obtidos na presente investigação, ainda que preliminares, permitem corroborar a adequação da estrutura fatorial da escala de resiliência para avaliar níveis de resiliência em adultos da população portuguesa e a sua boa consistência interna.

Bibliografia

- Abiola, T., & Udofia, O. (2011). Psychometric assessment of the Wagnild and Young's resilience scale in Kano, Nigeria. *BMC Research Notes*, 4 (1), 509. doi:10.1186/1756-0500-4-509.
- American Psychological Association. (2010). *Publication manual of the American Psychological Association* (6th ed.). Washington, DC: Author.
- Ahern, N.R., Kiehl, E.M., Sole, M.L., & Byers, J. (2006). A review of instruments measuring resilience. *Issues in Comprehensive Pediatric Nursing*, 29 (2), 103-125.
- Anaut, M. (2002). *A resiliência – Ultrapassar os traumatismos*. Lisboa: Climepsi Editores.
- Bartlett, M. (1954). A note on multiplying factors for various chi-squared approximations. *Journal of the Royal Statistical Society*, 16, 296-298.
- Child, D. (2006). *The essentials of factor analysis* (3rd ed.). New York, NY: Continuum International Publishing Group.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*. 10 (7), 1-9.
- DeVellis, R. F. (2003). *Scale development: Theory and applications* (2nd Edition). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

- Felgueiras, M. C., Festas, C., & Vieira, M. (2010). Adaptação e validação da resilience scale de Wagnild e Young para a cultura Portuguesa. *Cadernos de Saúde*, 3 (1), 73-80.
- Girtler, N., Casari, E. F., Brugnolo, A., Cutolo, M., Dessi, B., Guasco, S., Olmi, C., & De Carli, F. (2010). Italian validation of the Wagnild and Young resilience scale: a perspective to rheumatic diseases, *Clin Exp Rheumatol*, 25 (5), 669-678.
- Heilemann, M. V., Lee, K., & Kury, F. S. (2003). Psychometric properties of the Spanish version of the resilience scale. *J Nurs Meas*, 11 (1), 61-72.
- Hill, M.M., & Hill, A. (2009). Investigação por questionário, Lisboa, Edições Silabo.
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation little jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.
- Kline, R. B. (2005). *Principle and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: fundamentos teóricos, software & aplicações*. Pêro Pinheiro: Report Number.
- Meyers, L., Gamst, G., & Guarino, A. (2013). *Applied multivariate research: design and interpretation* (2nd ed.) Los Angeles, CA: SAGE Publications, Inc.
- Nishi, D., Uehara, R., Kondo, M., & Matsuoka, Y. (2010). Reliability and validity of the Japanese version of the resilience scale and its

- short version. *BMC Res Notes*, 3, Article 310. doi: 10.1186/1756-0500-3-310.
- Oliveira, A., Paula, A., Pinheiro, 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. doi:10.1016/j.sbspro.2014.12.630.
- Oliveira, M., & Machado, T. (2011). Tradução e validação da escala de resiliência para estudantes do ensino superior. *Análise Psicológica*, 4 (XXIX), 579-591.
- 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.
doi: 10.1590/S0102-311X2005000200010.
- Pestana, M. H., & Gageiro, J. N. (2008). *Análise de dados para as Ciências Sociais: A Complementaridade do SPSS*. (5th ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Pinheiro, M.R., & Matos, A.P. (2013a). Avaliação da resiliência em adolescentes portugueses: novos contributos para o estudo das versões longa e breve da Resilience Scale de Wagnild e Young (1993). *Livro de Atas do VIII Simpósio Nacional de Investigação em Psicologia*, 806-815. Editora, Associação Portuguesa de Psicologia.

- Pinheiro, R., & Matos, A. P. (2013b). Exploring the construct validity of the two versions of the Resilience Scale in an Portuguese adolescent sample. *The European Journal of Social & Behavioural Sciences*, 2 (10), 178-189. Retrieved from: doi:10.15405/FutureAcademy/ejsbs (2301-2218). 2012.2.5.
- Reppold, C. T., Mayer, J. C., Almeida, L. S., & Hutz, C. S. (2012). Avaliação da resiliência: controvérsia em torno do uso das escalas. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 25, 230-210.
- Ruiz, R., De La Vega, R., Poveda, J., Rosado, A., & Serpa, S. (2012). Análisis psicométrico de la escala de resiliencia en el deporte del fútbol. *Revista de Psicología Del Deporte*, 21 (1), 143–151.
- Rutter, M. (1987) Psychosocial resilience and protective mechanisms. *American Journal of Orthopsychiatry*, 57 (3), 316-331.
- Stevens, J. (1986). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). Boston, MA: Pearson Education.
- Wagnild, G. (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: Resilience Center.
- Wagnild, G. (2009b). A review of the resilience scale. *Journal of Nursing Measurement*, 17, 105–113.
doi:10.1891/1061-3749.17.2.105.

- Wagnild, G., & Young, H. M. (1990). Resilience among older women. *Journal of Nursing Scholarship, 22*, 252–255.
doi:10.1111/j.1547-5069.1990.tb00224.x.
- Wagnild, G., & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement, 1*, 165–178.
- Windle, G. (2010). The resilience network: what is resilience? A systematic review and concept analysis. *Reviews in Clinical Gerontology, 21*, 1-18.
- Windle, G., Bennett, K. M., & Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of Life Outcomes, 9*:8. doi:10.1186/1477-7525-9-8.

Artigo II

Resiliência Parental e Depressão na Adolescência: Efeito Moderador
do Funcionamento Psicossocial nos Adolescentes

Manuscrito em Preparação

**Resiliência Parental e Depressão na Adolescência: Efeito
Moderador do Funcionamento Psicossocial nos Adolescentes**

Cátia Pestana ¹

Ana Paula Matos ¹

¹ Universidade de Coimbra

Resumo

Estudos têm mostrado uma alta prevalência de depressão em adolescentes. Investigadores têm encontrado que o comprometimento psicossocial está associado a sintomatologia depressiva na adolescência. No entanto, pouco se sabe sobre esta associação. É crucial estudar a relação entre os sintomas depressivos e comprometimento psicossocial do adolescente em várias áreas, tais como, relação com a família e amigos, desempenho na escola e satisfação com a vida.

A literatura aponta que a psicopatologia parental, principalmente depressão materna, pode estar associada com uma variedade de resultados de má adaptação para as crianças. O tema da resiliência nos pais, no entanto, tem sido negligenciado. É importante estudar a resiliência nos pais como fator de proteção contra o desenvolvimento

de sintomatologia depressiva em crianças, e as variáveis que moderam e medeiam essa relação.

O principal objetivo deste estudo é examinar o potencial papel protetor da capacidade de resiliência dos pais em relação ao desenvolvimento de sintomas depressivos em adolescentes e o efeito moderador do funcionamento psicossocial na relação entre resiliência parental e sintomatologia depressiva na adolescência.

A amostra foi composta por 131 adolescentes com idades entre 14 e 17 anos, integrados no projeto de investigação sobre a prevenção da depressão em adolescentes (PTDC / MHC-PCL / 4824/2012).

O funcionamento psicossocial foi avaliado com uma entrevista presencial (*A-LIFE* Keller et al, 1993; versão Portuguesa: Matos & Costa, 2011). Para avaliar a capacidade de resiliência dos pais utilizou-se a Escala de Resiliência (RS23, Wagnild, 2009; Wagnild & Young, 1993; versão Portuguesa: Pinheiro & Matos, 2013). Os sintomas depressivos foram avaliados com Inventário de Depressão Infantil (CDI, Kovacs, 1985, 1992; versão Portuguesa: Marujo, 1994).

Os resultados sugerem que o nível de resiliência dos pais e o funcionamento psicossocial das crianças estão associados a sintomas depressivos em adolescentes.

Este estudo pode ter implicações importantes para o desenvolvimento de programas de prevenção da depressão em adolescentes que envolvam os jovens e os pais, a fim de promover habilidades interpessoais e habilidades de resolução de problemas.

Palavras-chaves: Sintomatologia Depressiva, Adolescente, Funcionamento Psicossocial, Resiliência, Satisfação e Moderação

Abstract

Studies have shown a high prevalence of depression in adolescents. Researchers also found that psychosocial impairment is associated with depressive symptomatology in adolescence. However, little is known about the association between psychosocial functioning, in several areas like relationships with family and friends, functioning at school and life satisfaction, and depressive symptoms.

It is now well established that parental psychopathology, mainly maternal depression, may be associated with a variety of maladaptive outcomes for children. The topic of resilience in parents, however, has been neglected. It is important to study the resilience in parents as a protective factor against the development of depressive symptomatology in children, and the variables that moderate and mediate this relationship.

The main aims of this study are to examine the potential protective role of parents' resilience regarding the development of children's depressive symptoms and the moderating effect of children psychosocial functioning.

The sample was composed by 130 adolescents aged between 14 and 17 years. Psychosocial functioning was assessed with the Adolescent Longitudinal Interval Follow-up Evaluation (A-LIFE, Keller et al., 1993; Portuguese version: Matos & Costa, 2011). To evaluate parental resilience, the Resilience Scale (RS25, Wagnild, 2009; Wagnild & Young, 1993; Portuguese version: Pinheiro & Matos, 2013) was used. Depressive symptoms were assessed with Children's Depression Inventory (CDI, Kovacs, 1985, 1992; Portuguese version: Marujo, 1994).

The results suggest that parents' resilience and children's psychosocial functioning are associated with depressive symptoms in adolescents and that academic performance and life satisfaction moderate the relationship between parents' resilience and adolescents' depressive symptoms.

This study may have important implications for the development of prevention programs of adolescent depression that will involve young people and their parents in order to promote interpersonal skills and problem solving abilities.

Keywords: Depression Symptomatology, Adolescent, Psychosocial Functioning, Resilience, Satisfaction, moderation

I. Introdução

A adolescência é o período de vida compreendido entre os 10 e os 19 anos de idade e engloba a fase transitória da infância para a idade adulta (Pinto, Fraga, & Ramos, 2010) em que o indivíduo desenvolve concepções mais claras sobre si e os outros (Fernandes et al., 2008). Esta etapa do ciclo de vida envolve um rápido crescimento e várias mudanças físicas e psicossociais (Resende, Santos, Santos, & Ferrão, 2013), podendo acontecer mudanças de humor que fazem parte da adaptação normativa às mudanças do corpo e das relações na adolescência (Pinto et al., 2010).

Nesta fase, o jovem enfrenta vários desafios e situações provocadoras de stress e ansiedade e pode surgir sofrimento e dificuldades para o adolescente e para as pessoas que o rodeiam, nomeadamente a família e amigos (Arnett, 1999). A instabilidade emocional característica desta fase de desenvolvimento pode aumentar a probabilidade de desenvolver perturbações ou sintomas mentais, como por exemplo, sintomatologia depressiva (Brito, 2011).

Entre as perturbações mais comuns na adolescência temos a esquizofrenia, as perturbações de humor (e.g. depressão e perturbações bipolares), perturbações do comportamento alimentar, abuso de substâncias e ainda problemas sexuais (e.g. perturbação de identidade de género) (McIntosh, Helms, & Smyth, 2003; Pinto et al., 2010).

Nas últimas duas décadas tem-se verificado um aumento do número de casos de depressão com início na infância e na adolescência

(Coutinho, 2001). A depressão na adolescência pode ter uma natureza duradora e afetar múltiplas funções do indivíduo, provocando danos psicossociais (Bahls, 2002). Por esta razão, os autores (Kovacs, 2006; Gladstone, Beadlee, & O'Connor, 2011) têm efetuado estudos no sentido de compreender esta perturbação nesta fase desenvolvimental.

Na adolescência, de acordo com o DSM V (APA, 2002), a presença de sintomatologia depressiva manifesta-se por irritabilidade, humor deprimido, perda de energia, desmotivação e desinteresse por atividades que anteriormente eram prazerosas. Os indivíduos podem apresentar lentificação ou agitação psicomotora, baixa autoestima, sentimentos de culpabilização, isolamento, dificuldades de concentração e alterações do sono e da alimentação. A depressão resulta em prejuízos no desempenho escolar e dificuldades na interação com os colegas e familiares. Comportamentos de risco, de auto-dano e ideias ou tentativas suicidas também podem estar presentes (Brooks, Harris, Trahls, & Woods, 2002). Na presença de sintomas depressivos, o adolescente poderá manifestar ainda um aumento de problemas de comportamento (Saluja et al., 2004) e abuso de substâncias (Kubik, Lytle, Birnbaum, Murray, & Perry, 2003) que vulnerabilizam o jovem, podendo comprometer o seu futuro (Arnarson & Craighead, 2009; Rao & Cohen, 2009).

A depressão pode ser compreendida através da interação entre fatores genéticos, psicológicos e sociais (Correia & Linhares, 2007). Sheeber, Hops, e Davis (2001), sugerem que as relações familiares e

sociais são fatores relevantes na compreensão da sintomatologia depressiva em adolescentes, uma vez que se tem encontrado uma relação entre existência de relações familiares problemáticas, presença de psicopatologia parental, baixo nível socioeconómico, conflitos interpessoais, baixo rendimento escolar e baixa satisfação com a vida e um elevado risco do adolescente desenvolver sintomatologia depressiva (Bahls, 2002; Gladstone & Beardslee, 2009; Pérez & Urquijo, 2001).

A literatura tem encontrado que filhos de pais deprimidos têm maior probabilidade de desenvolver doenças psicológicas durante a infância e a adolescência e de ter um funcionamento psicossocial comprometido, em vários domínios, comparativamente com filhos de pais sem depressão (Beardslee, Versage, & Glandstone, 1998; Jaser et al., 2007; Lewinsohn, 2003).

Na presença de sintomatologia depressiva, o funcionamento psicossocial do adolescente fica comprometido (Claudino, Cordeiro, & Arriaga, 2006; Goldstein et al., 2009; Greer, Kurian, & Trivedi, 2010; McCabe, 2011), impedindo-o de alcançar com sucesso tarefas desenvolvimentais que seriam esperadas, tendo em conta a idade e o contexto onde se insere (Lewinsohn, Rohde, Sealey, Klein, & Gotlib, 2003). É frequente observar, no adolescente, problemas a nível social, como maior isolamento em relação aos pares, rendimento escolar baixo, menor envolvimento em atividades recreativas, dependência de adultos e dificuldades na resolução de problemas (Claudino et al., 2006; Dunn & Weintraub, 2008; Gledhil, 2010; Nilsen et al., 2013).

Torgalsbøen (2012), num estudo sobre esquizofrenia, verificou que sujeitos com melhor funcionamento psicossocial, ou seja, com melhores relações interpessoais e mais competências sociais, recuperavam totalmente após alguns anos, em comparação com sujeitos com fraco funcionamento psicossocial. Estes dados revelaram-se úteis para desenvolver intervenções mais eficazes.

Costa (2011) avaliou o funcionamento psicossocial dos adolescentes através da entrevista semiestruturada, A-LIFE. Os seus resultados revelaram que adolescentes com psicopatologia apresentam valores mais elevados de invalidação no funcionamento psicossocial. Neste estudo, não foi possível estabelecer uma relação entre psicopatologia parental e funcionamento psicossocial dos adolescentes.

Goldstein et al. (2009), num estudo com jovens bipolares, entre os 7 e 17 anos, usando a A-LIFE para avaliar o funcionamento psicossocial, encontrou que níveis mais elevados de sintomatologia depressiva conduziam a uma maior invalidação psicossocial e menor satisfação nestes jovens comparativamente a jovens que se encontravam em remissão parcial ou em recuperação.

Estudos têm estabelecido que o sofrimento dos pais, como depressão, principalmente materna, pode ser associado com uma variedade de resultados de má adaptação para os filhos (Bahls, 2002; Barker, Copeland, Maughan, Jeffer, & Uther, 2012; Bercker et al., 2012; Biederman et al., 2008). Por outro lado, estudos (Gladstone, Boydell, & Mckeever, 2006; Wong, 2008) têm encontrado que pais

com características parentais mais adequadas, mais resilientes e com maior envolvimento na vida dos filhos, promovem um funcionamento psicossocial mais adequado.

No entanto, o tema da resiliência dos pais tem sido negligenciado, encontrando-se, na literatura, poucos estudos que explorem a relação entre resiliência dos pais e sintomatologia depressiva nos filhos. Entende-se por resiliência, a capacidade de um indivíduo superar, com sucesso, condições adversas ou situações que envolvam risco para o seu bem-estar, desenvolvimento e saúde mental, podendo os níveis de resiliência aumentar ao longo do ciclo de vida do indivíduo (Bauman, Adams, & Waldo, 2001; Reppold, Mayer, Almeida, & Hutz, 2012).

No presente estudo pretende-se investigar a resiliência dos pais como possível fator de proteção em relação ao desenvolvimento de sintomatologia depressiva nos adolescentes e perceber que variáveis poderão moderar esta relação. Perceber esta relação poderá ser importante para o desenvolvimento de programas que previnam o aparecimento de sintomatologia depressiva, e que incluam pais e adolescentes.

II. Materiais e Métodos

2.1. Participantes

A amostra foi recolhida em escolas públicas na zona centro do país. É constituída por 131 adolescentes e respetivos encarregados de educação envolvidos no projeto de investigação “Prevenção da

Depressão em Adolescentes Portugueses” (PTDC/MHC-PCL/4824/2012).

Relativamente aos adolescentes, 89 pertenciam ao género feminino (67.9%) e 42 ao género masculino (32.1%), com idades compreendidas entre os 13 e os 17 anos de idade ($M = 14.47$; $DP = .816$). A maioria dos alunos indicaram bom desempenho escolar ($n = 70$; 53,4%), 42% satisfatório ($n = 55$) e apenas uma minoria, de 15.3%, referiu já ter reprovado ($n = 20$).

No que diz respeito aos pais, constatou-se que 85.5% pertenciam ao género feminino ($n = 112$) e 14.5% ao género masculino ($n = 19$), com idades compreendidas entre os 28 e os 66 anos de idade ($M = 42.79$; $DP = 6.05$). Em relação ao nível socioeconómico da família do adolescente, 42.7% apresenta um nível socioeconómico baixo, 46.6% médio e 9.9% elevado.

Relativamente ao estado civil, a maioria dos pais eram casados ($n = 97$, 74 %), 13% divorciados, 4.6% encontravam-se viúvos, 3.8% separados, 3.1% em união de facto e 1.5% indicaram ser solteiros.

2.2 Instrumentos

- ***Children's Depression Inventory - CDI (Kovacs, 1983; versão Portuguesa: Marujo, 1984)***: É um instrumento de auto-resposta utilizado para avaliar a presença de sintomatologia depressiva em crianças e adolescentes, com idades compreendidas entre os 6 e os 18 anos. O CDI é composto por 27 itens, com três níveis de resposta referentes ao estado de humor das duas últimas semanas. A sua

pontuação total pode variar entre 0 e 54 pontos (Kovacs, 1983). Inclui as seguintes dimensões: anedonia, autoestima negativa, humor negativo, ineficácia e problemas interpessoais. A versão original encontrou valores ótimos de consistência interna, com alfas de Cronbach entre .83 e .94 (Kovacs, 1983). A versão Portuguesa, encontrou uma estrutura unifatorial com um alfa de Cronbach de .80 (Marujo, 1994). No presente estudo o alfa de Cronbach revelou-se ótimo ($\alpha = .907$).

- Escala de Resiliência – RS23 (Wagnild & Young, 1993; versão Portuguesa: Pinheiro & Matos, 2013): Pretende avaliar o nível de resiliência do indivíduo como uma característica positiva da personalidade que promove a adaptação individual (Wagnild & Young, 1993). É composta por uma estrutura unifatorial que integra 23 itens que remetem para aspetos relacionados com autoconfiança, independência, maestria, desenvoltura, perseverança, capacidade de adaptação, equilíbrio, flexibilidade e perspetiva equilibrada sobre a vida (Wagnild, 2009a, 2009b; Wagnild & Young, 1993). Inclui uma escala tipo *Likert* de 7 pontos e a sua pontuação total pode variar entre 25 e 175 pontos (Wagnild & Young, 1993). A versão original revelou boas propriedades psicométricas, relativamente à validade interna e validade de conteúdo. Apresentou ótima consistência interna ($\alpha = .91$) e correlações item-total entre .37 e .75 (Wagnild, 1993). Na versão portuguesa, encontrou-se uma consistência interna muito boa ($\alpha = .94$). No presente estudo, o valor do alfa de Cronbach foi de .93.

- Adolescent Longitudinal Interval Follow-up Evaluation – A-LIFE (Keller M. B. et al., 1993; tradução e adaptação de Matos & Costa, 2011): É considerada uma entrevista semiestruturada, que permite uma avaliação longitudinal do curso das perturbações psiquiátricas em adolescentes. Disponibiliza ao avaliador informação que lhe permite calcular de forma precisa o início da perturbação, o momento e duração da recaída assim como o tempo de recuperação. Integra três secções gerais: 1) Identificação de psicopatologia, 2) Funcionamento Psicossocial e 3) Gravidade Geral da Doença (GSD). A secção direccionada à avaliação do funcionamento psicossocial inclui informação relativa às relações interpessoais com a família e amigos, ao desempenho escolar e ao envolvimento em tarefas recreativas. A classificação é atribuída tendo em conta a pior semana de cada mês, durante os últimos seis meses. A pontuação varia entre 1 e 5, sendo 1) muito bom, 2) bom, 3) invalidação ligeira, 4) invalidação moderada e 5) invalidação marcada. Para calcular a nota total do funcionamento psicossocial foi efetuada uma média, somando todos os domínios e dividindo pelo número de domínios. Salienta-se que pontuações elevadas indicam baixo nível de funcionamento psicossocial. A nota em cada domínio resultou de uma média do funcionamento naquela área durante o período de seguimento, ou seja, avaliou-se o nível de funcionamento em cada mês de seguimento, que vai de 1 a 5, e dividiu-se pelo número de meses de seguimento. O mesmo procedimento foi efetuado para avaliar a satisfação do adolescente com o seu

funcionamento em várias áreas de vida. Keller et al. (1987) encontrou uma boa fiabilidade interavaliador para a entrevista.

2.3. Procedimento

Inicialmente os participantes foram informados sobre os objetivos da investigação bem como sobre o anonimato e a confidencialidade dos dados, fornecendo consentimento prévio, relativo à participação na investigação. O CDI foi administrado em contexto de sala de aula. A Escala de Resiliência (RS23) estava incluída no protocolo de avaliação dos pais, que depois de preenchido era entregue aos investigadores. Aplicou-se a *Adolescent Longitudinal Interval Follow-up Evaluation* (A-LIFE), em ambiente reservado, a cada adolescente.

2.4. Estratégia Analítica

Os dados foram inseridos e analisados através do *Statistical Package for Social Sciences* (SPSS), versão 22.0 para o Windows.

Foram realizadas análises descritivas para o cálculo de frequências, médias e desvios padrão, de modo a caracterizar a amostra (N = 131) tendo em consideração as variáveis sociodemográficas. A análise de diferenças entre géneros foi obtida através da realização do teste *t-student*. Consideram-se estatisticamente significativos os valores de *p* inferiores ou iguais a .05 (Marôco, 2010). Correlações de Pearson foram realizadas para avaliar a correlação entre as variáveis.

Utilizaram-se os valores de referência mencionados por Pestana e Gageiro (2008): $r < .20$ corresponde a uma correlação muito baixa; $.20 < r < .39$ a uma correlação baixa; $.40 < r < .69$ a uma correlação moderada; $.70 < r < .89$ a uma correlação alta; e $.90 < r < 1$ a uma correlação muito alta.

Com o intuito de explorar se o funcionamento psicossocial e a satisfação com a vida tinham um efeito moderador na relação entre a resiliência parental e a sintomatologia depressiva dos adolescentes, procedeu-se à realização de regressões lineares múltiplas hierárquicas, depois de verificados os pressupostos das mesmas. Para se proceder à análise da moderação, os valores da variável preditora (RS23) e da variável moderadora (funcionamento psicossocial e satisfação com a vida) foram estandardizados, ou seja, adaptados a uma média de 0 e desvio-padrão 1, antes de se realizar o termo de interação. O procedimento de estandardizar as variáveis permite reduzir possíveis problemas de multicolinearidade e facilita a interpretação dos interceptos do modelo. De seguida, foi criada uma variável que corresponde ao termo multiplicativo entre a variável preditora, resiliência, e a variável moderadora, funcionamento psicossocial. Alcançando três termos principais: total da RS23; pontuação do funcionamento psicossocial e o termo multiplicativo (total da resiliência * funcionamento psicossocial). Posteriormente, realizaram-se regressões hierárquicas múltiplas, em que, num primeiro momento, a resiliência foi inserida como preditora, de seguida, foi inserido o

funcionamento psicossocial como um possível preditor e só numa terceira fase foi inserido o termo de interação entre a resiliência e o funcionamento psicossocial na predição de sintomatologia depressiva.

Realizaram-se regressões lineares múltiplas hierárquicas, tendo como variável moderadora o total do funcionamento psicossocial e domínios do mesmo (relação com a família, relação com amigos e atividades recreativas). Contudo, para estas variáveis não se encontraram interações significativas, pelo que estes dados não são descritos nos resultados, por economia de espaço.

III. Resultados

3.1. Análise preliminar

Com base na análise do teste de *Kolmogorov-Smirnov*, concluiu-se que os dados das variáveis em estudo não seguem uma distribuição normal (K-S, $p \leq .001$). Porém os valores de assimetria e de curtose não indicaram violações severas à distribuição normal, sendo que valores de assimetria < 3 e de curtose < 10 foram considerados aceitáveis (Kline, 2005). A adequação dos dados para realizar a Regressão Múltipla Hierárquica foi verificada. Relativamente à multicolinearidade, encontraram-se valores de tolerância $> .10$ e valores de inflação da variância (VFI) < 10 que podem ser considerado aceitáveis, indicando ausência de problemas de estimação dos β para as variáveis em estudo (Pestana & Gageiro, 2005). Quando verificada a presença de outliers, os valores de Cook's Distance foram inferiores a

1. Pelo que se concluiu que foram cumpridos os pressupostos para a análise de regressão.

3.2. Análise Descritiva

Para as análises descritivas (cf. quadro 1) utilizaram-se medidas de tendência central (média) e de dispersão (desvios padrão). Para a amostra total ($N = 131$), a nota total do CDI variou entre 0 e 36 pontos, com uma média de 10.11 ($DP = 7.43$). O total da escala de resiliência obteve uma média igual a 126.84 ($DP = 18.77$). Relativamente à nota total do funcionamento psicossocial, encontrou-se uma média de 1.74 ($DP = .47$).

Quadro 1. Médias e Desvios Padrão para a Amostra Total ($N = 131$) e para Ambos os Géneros

	Amostra Total ($n=131$)		Masculino ($n=42$)		Feminino ($n=89$)		<i>T</i>	<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>		
CDI	10.11	7.43	7.87	4.95	11.16	8.16	-2.853	.005
Resiliência	126.84	18.77	123.72	17.71	126.99	18.93	.718	.738
Nota total do FP	1.74	.47	1.76	.438	1.73	.486	.335	.480
Família	1.71	.65	1.67	.434	1.73	.724	-.672	.011
Amigos	1.65	.69	1.57	.703	1.69	.684	-.873	.520
Atividades recreativas	1.97	1.08	2.04	1.26	1.93	.995	.449	.154
Desempenho escolar	1.53	.63	1.67	.767	1.46	.543	1.57	.008
Satisfação	1.97	.794	1.74	.665	2.08	.829	-.233	.617

Nota. *FP* = Funcionamento Psicossocial, *M* = Média, *DP* = Desvios Padrão, $p < .005$.

As diferenças de género foram analisadas recorrendo ao teste *t* - *Student* para amostras independentes (cf. quadro 1). A partir dos dados obtidos foi possível observar que existem diferenças estatisticamente significativas para a nota total do CDI [$t(120.04) = -2.853, p < .005$], sendo que as raparigas apresentaram resultados mais elevados do que os rapazes. Relativamente, ao funcionamento psicossocial, verificou-se que existem diferenças estatisticamente significativas entre géneros na relação com a família [$t(121) = -.672, p < .005$] e no desempenho escolar [$t(61) = .157, p < .005$].

Não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas entre géneros para as variáveis satisfação e resiliência dos pais.

3.3. Correlações

Foram efetuados coeficientes de correlação de Pearson para analisar as relações existentes entre as variáveis em estudo (cf. quadro 2). Verificou-se uma relação negativa entre a resiliência parental e a sintomatologia depressiva dos filhos ($r = -.307, p < .019$), ou seja, valores mais altos de resiliência nos pais associaram-se a menor sintomatologia depressiva nos filhos.

Relativamente à associação da variável funcionamento psicossocial com o CDI, encontrou-se uma relação positiva baixa para a nota total do funcionamento psicossocial ($r = .346, p < .01$); uma relação positiva muito baixa para o desempenho escolar ($r = .125, p < .01$); uma relação positiva baixa para a relação com a família e amigos

e atividades recreativas ($r = .337, p < .01$; $r = .236, p < .01$ e $r = .207, p < 0.05$, respetivamente) e uma relação positiva moderada entre para a satisfação ($r = .500, p < .01$).

Quadro 2. Coeficientes de Correlação de Pearson entre a Resiliência, o Funcionamento Psicossocial e o CDI Total

	1	2
1.CDI total	1	
2.Resiliência	-	1
nota total	.307**	
FP nota total	.346**	-.082
Família	.337**	-.088
Amigos	.236**	-.158
Atividades recreativas	.207*	.104
Desempenho escolar	.125	.010
Satisfação	.500**	-.035

Nota. CDI = Sintomatologia Depressiva, FP= Funcionamento Psicossocial ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

3.4 Regressões Múltiplas

Tendo em conta os resultados obtidos nas correlações, realizou-se uma análise de regressão múltipla (*enther method*) para a amostra total, com o objetivo de perceber se a resiliência, o FP e seus domínios, que apresentaram correlações significativas com o total do CDI, e a satisfação com a vida, tinham um efeito preditor significativo da sintomatologia depressiva. Os resultados revelaram que a resiliência

produz um modelo significativo [$R^2 = .094$, $F(1) = 13.449$, $p < .001$], capaz de explicar 9.4 % da variância na sintomatologia depressiva.

Relativamente aos domínios do FP, os resultados demonstraram um modelo significativo [$R^2 = .162$; $F(1) = 6.108$, $p < .001$], explicando 16.2 % da variância da sintomatologia depressiva. Surge como preditor de sintomatologia depressiva a relação familiar ($\beta = .258$, $p < .01$). O domínio do FP, relação com a família, contribui de modo significativo e independente na predição da sintomatologia depressiva. Isto permite-nos afirmar que relações familiares enfraquecidas se associam a níveis mais elevados de sintomatologia depressiva.

3.5 Análise da Moderação

3.5.1 Estudo do Efeito Moderador do Desempenho Escolar na Relação entre a Resiliência parental e a Sintomatologia Depressiva dos adolescentes

Realizaram-se regressões lineares múltiplas hierárquicas para verificar a possibilidade de existir um efeito moderador do desempenho escolar na relação entre a resiliência parental e a sintomatologia depressiva dos adolescentes.

Observou-se um efeito de interação significativo entre a resiliência e o desempenho escolar ($\beta = -.239$, $p = .005$). Ao analisar as variáveis isoladamente, verificou-se que a resiliência é preditora de sintomatologia depressiva ($\beta = -.307$; $p < .001$), porém a variável

desempenho escolar, isoladamente, não é preditora de sintomatologia depressiva ($\beta = .128$; $p = .127$) (cf. quadro 3).

Quadro 3. *Coefficientes de Regressão para os três passos da Regressão Múltipla Hierárquica (N = 131)*

Modelo	Preditores	B	T	P
1	Resiliência	-.307	- 3.667	.000
2	Resiliência	-.309	- 3.702	.000
	Desempenho escolar	.128	1.538	.127
3	Resiliência	-.264	-.264	.002
	Desempenho Escolar	.159	.159	.055
	Resiliência*Desempenho escolar	-.239	- 2.871	.005

Num primeiro passo, a resiliência foi inserida como preditor, posteriormente inseriu-se o desempenho escolar. A variável resiliência originou um modelo estatisticamente significativo, no 1º passo [$R^2 = .094$, $F(1) = 13.449$, $p < .001$]. A variável desempenho escolar originou, no 2º passo, um modelo estatisticamente significativo. No terceiro passo da regressão [$R^2 = .111$, $F(2) = 7.978$, $p < .001$]. O termo de interação foi inserido, produzindo um modelo estatisticamente significativo, com um aumento significativo do R^2 [$R^2 = .165$, $F(3) = 8.367$, $p < .001$], verificando-se, assim, um aumento da variabilidade explicada relativamente à sintomatologia depressiva nos adolescentes. Deste modo, a análise do termo de interação sugere a presença de um efeito moderador do desempenho na predição da sintomatologia depressiva a partir da resiliência. Assim, verificou-se que o termo de

interação é um preditor significativo, explicando 16.5% da variância na sintomatologia depressiva (cf. quadro 4).

Quadro 4. *Modelo dos três passos da Regressão Múltipla Hierárquica, com a Resiliência Parental como Preditora da Sintomatologia Depressiva dos Adolescentes e o Desempenho Escolar como Moderador (N = 131)*

Modelo	F	p	R	R²
1	13.449	.000	.307	.094
2	7.978	.005	.333	.111
3	8.367	.005	.406	.165

Com o propósito de compreender o efeito de moderação *do desempenho escolar na relação entre resiliência parental e sintomatologia depressiva dos adolescentes* foi obtido um gráfico demonstrativo dos resultados (cf. figura 1). Consideraram-se dois níveis para a Resiliência e para o Desempenho escolar (abaixo e acima da média).

Considerando os efeitos principais, é possível observar que níveis mais elevados de resiliência nos pais se relacionam com menor sintomatologia depressiva nos adolescentes. Ou seja, a resiliência tem uma relação negativa com a sintomatologia depressiva. Não foi visível um efeito principal para a variável desempenho escolar, o que indica que isoladamente esta variável não é preditora de sintomatologia depressiva.

Relativamente à interação, pode afirmar-se que quando a resiliência dos pais é baixa, um desempenho escolar alto, conduz a níveis mais baixos de sintomatologia depressiva comparativamente a um desempenho escolar baixo. Quando a resiliência parental é alta, as pontuações médias de sintomatologia depressiva tendem a ser semelhantes, quer seja o desempenho escolar do adolescente alto ou baixo. Este efeito é visível na aproximação das linhas do gráfico para os níveis de desempenho escolar alto e baixo, quando a resiliência nos pais é alta. De facto, os dados permitem afirmar que, pais com altos níveis de resiliência parecem funcionar como um fator de proteção para o desenvolvimento de sintomatologia depressiva, quando o desempenho escolar do adolescente é baixo.

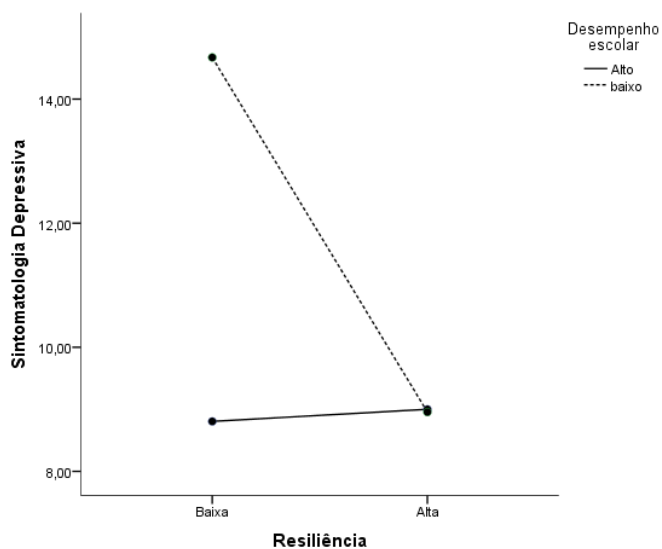


Figura 1. Gráfico do Efeito Moderador do Desempenho Escolar na Relação entre Resiliência Parental e Sintomatologia Depressiva dos Adolescentes

3.5.1 Estudo do Efeito Moderador da Satisfação na Relação entre a Resiliência Parental e a Sintomatologia Depressiva dos Adolescentes

Para o efeito, analisaram-se os coeficientes de regressão para a resiliência parental e a satisfação com a vida avaliada pelos adolescentes, verificando-se um efeito de interação significativo entre elas ($\beta = -.193, p < .001$).

Ao analisar, as variáveis isoladamente, verificou-se que ambas as variáveis, isoladamente, são preditoras de sintomatologia depressiva (Resiliência: $\beta = -.307; p < .001$; Satisfação: $\beta = .489; p < .001$) (cf. quadro 5).

Quadro 5. *Coeficiente de Regressão para os três passos da Regressão Múltipla Hierárquica, com a Resiliência Parental como Preditora da Sintomatologia Depressiva dos Adolescentes e a Satisfação como Moderadora (N = 131)*

Modelo	Preditores	B	T	P
1	Resiliência	-.307	-3.667	.000
2	Resiliência	-.290	-4.022	.000
	Satisfação	.489	6.780	.000
3	Resiliência	-.281	-3.98	.000
	Satisfação	.462	6.481	.000
	Resiliência*Satisfação	-.193	2.71	.008

Num primeiro passo, a resiliência foi inserida como preditora, posteriormente inseriu-se a satisfação. A variável resiliência originou um modelo estatisticamente significativo no 1º passo [$R^2 = .094, F(1) = 13.449, p < .001$]. No 2º passo o termo de interação foi inserido, originando um modelo estatisticamente significativo [$R^2 = .334, F(2) = 32.055, p < .001$]. No terceiro passo da regressão, o termo de interação

foi inserido, produzindo um modelo estatisticamente significativo, com um aumento significativo do R^2 [$R^2=.370$, $F(3) = 24.883$, $p < .001$]. Verificou-se, assim, um aumento da variância explicada, relativamente à sintomatologia depressiva nos adolescentes. Os resultados obtidos permitem afirmar que há um efeito moderador da satisfação na predição da sintomatologia depressiva dos adolescentes através da resiliência parental.

Verificou-se que o termo de interação é um preditor significativo, que explica juntamente com os dois preditores 37.0% da variância na sintomatologia depressiva (cf. quadro 6).

Quadro 6. *Modelo dos três passos da regressão múltipla hierárquica, com a resiliência dos pais como preditor da sintomatologia depressiva e a Satisfação como moderador (N = 131).*

Modelo	F	P	R	R²
1	13.449	.000	.307	.094
2	32.055	.000	.578	.334
3	24.883	.008	.608	.370

Com o intuito de interpretar o efeito de moderação da *satisfação na relação entre resiliência e sintomatologia depressiva*, foi construído um gráfico demonstrativo dos resultados encontrados (cf. figura 2). Consideraram-se dois níveis para a resiliência e para a satisfação (abaixo e acima da média). Tendo em conta os efeitos principais, é possível observar que níveis mais altos de resiliência parental e de

satisfação com a vida, por parte do adolescente, se relacionam com menor sintomatologia depressiva.

Relativamente ao efeito de interação, podemos afirmar que quando a resiliência é baixa, elevados níveis de satisfação com a vida conduzem a níveis mais baixos de sintomatologia depressiva por comparação a baixos níveis de satisfação com a vida. Quando os níveis de satisfação são elevados, níveis de resiliência baixos ou altos não diferenciam os adolescentes em termos de sintomatologia depressiva, já que as pontuações médias são muito semelhantes para a resiliência baixa ou alta. Por sua vez, quando a resiliência é alta, baixa satisfação tende a diferenciar-se da alta satisfação em termos de previsão da sintomatologia depressiva. Assim, pais com níveis elevados de resiliência parecem atuar enquanto fatores de proteção da sintomatologia depressiva no adolescente, independentemente da satisfação ser alta ou baixa. Já que as duas linhas da satisfação tendem a aproximar-se quando a resiliência dos pais é elevada.

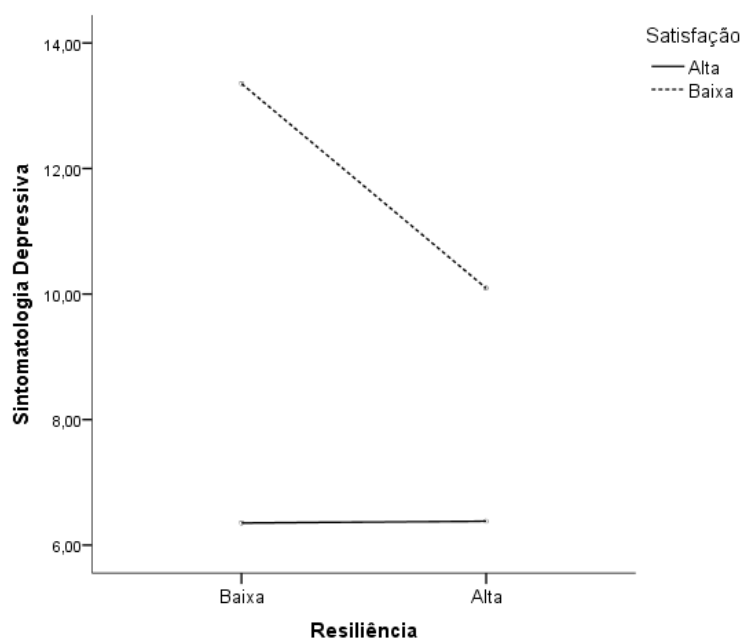


Figura 2. Gráfico do Efeito Moderador da Satisfação na Relação entre Resiliência e Sintomatologia Depressiva

IV. Discussão

No presente estudo procurou-se verificar se a capacidade de resiliência nos pais teria um papel protetor em relação ao desenvolvimento de sintomas depressivos em adolescentes e se o funcionamento psicossocial teria um efeito moderador na relação entre resiliência parental e sintomatologia depressiva na adolescência. Estudar esta relação pode ser útil na medida em que os autores defendem que fatores ambientais podem emergir como vulnerabilidades ou como fatores de proteção no desenvolvimento de perturbações de ansiedade, depressão e de reação ao stress (Nobre, Castro, & Esteves, 2012), e relativamente ao desenvolvimento de depressão nos adolescentes, entre estes fatores ambientais protetores

podemos conceitualizar que a resiliência dos pais poderá ter um importante papel. O contributo inovador do nosso estudo está em investigar esta importante variável do contexto do adolescente, a resiliência parental, pressupondo que pais mais resilientes poderão ser mais competentes na parentalidade e no lidar com situações de vida, conseguindo promover nos filhos aptidões de coping mais eficazes. Estuda-se ainda o efeito de uma variável que pode afetar a relação entre resiliência parental e sintomatologia depressiva dos adolescentes, que é ao funcionamento psicossocial dos adolescentes. Os possíveis mecanismos de atuação da resiliência parental deverão ser investigados em estudos futuros longitudinais.

Embora não fosse o objetivo principal do estudo, analisámos também a relação que o género poderá ter com as variáveis investigadas, e no futuro pretendemos explorar melhor o seu papel nas relações que se estabelecem entre resiliência parental e funcionamento psicossocial e sintomatologia depressiva nos adolescentes. Encontraram-se diferenças estatisticamente significativas entre géneros demonstrando que as raparigas apresentam mais sintomatologia depressiva do que os rapazes, dado que vem corroborar o que tem sido encontrado na literatura (Azevedo & Matos, 2014; Costa, 2011; Resende, Santos, Santos, & Ferrão, 2013). Encontraram-se ainda diferenças estatisticamente significativas em relação ao género dos adolescentes para os domínios, relação com a família e desempenho escolar, do funcionamento psicossocial. Verificou-se que as raparigas

têm piores relações com a família e os rapazes pior desempenho escolar, corroborando estudos em que estas diferenças foram encontradas (Costa, 2011; Goldstein et al., 2009, Gledhil, 2010).

No entanto, devemos ser cautelosos relativamente à generalização dos resultados encontrados, na medida em que a amostra é constituída maioritariamente por participantes do género feminino. Considera-se importante que futuras investigações repliquem estes dados em amostras maiores e representativas dos dois géneros.

No que diz respeito ao género dos pais, os resultados por nós obtidos corroboram dados encontrados por Wagnild (2009) e indicam não haver diferenças estatisticamente significativas entre os géneros relativamente à resiliência.

Os resultados obtidos na presente investigação revelaram uma associação negativa entre resiliência dos pais e presença de sintomatologia depressiva nos filhos, permitindo afirmar que a resiliência dos pais parece atuar como fator protetor de sintomatologia depressiva em adolescentes. Assim, filhos de pais com níveis elevados de resiliência tendem a manifestar menos sintomas depressivos quando comparados com filhos de pais pouco resilientes (Gladstone et al., 2006; Wong, 2008).

Relativamente à relação entre o funcionamento psicossocial e a sintomatologia depressiva, encontrou-se uma associação positiva, permitindo concluir que quando o adolescente apresenta um funcionamento psicossocial adequado, que inclua relações estáveis com

familiares e amigos, atividades recreativas (e.g. grupos de teatro, desportos, televisão, internet) e um desempenho escolar satisfatório, tende a apresentar níveis mais baixos de sintomatologia depressiva. Assim, o funcionamento psicossocial adaptativo atua como um fator de proteção no desenvolvimento de sintomas depressivos. Quanto à variável satisfação que o adolescente tem com as várias áreas do seu funcionamento, esta revelou uma relação positiva moderada com a sintomatologia depressiva. Resultado semelhante foi encontrado por Costa (2011). Estes dados corroboram também resultados de outros estudos (Claudino et al., 2006; Goldstein et al., 2009; Greer et al., 2010; McCabe, 2011) que mostraram que pior funcionamento psicossocial se associa com níveis mais altos de sintomatologia depressiva.

No presente estudo encontrou-se que o domínio do funcionamento psicossocial, desempenho escolar, e a variável satisfação com a vida têm um efeito de interação na relação entre resiliência parental e sintomatologia depressiva dos adolescentes.

No que diz respeito ao efeito moderador referente à variável desempenho escolar, é possível afirmar que quando a resiliência dos pais é baixa, um desempenho alto conduz a níveis mais baixos de sintomatologia depressiva em comparação a um desempenho escolar baixo do adolescente. Ou seja, a percepção que o adolescente tem de si como eficaz, parece atuar na prevenção de sintomatologia depressiva. Contudo quando se verifica níveis altos de resiliência nos pais, níveis baixos ou altos de desempenho escolar, refletem níveis semelhantes de

sintomatologia depressiva. Assim, os resultados obtidos no presente estudo permitem concluir que a resiliência, atua como um fator de proteção para o desenvolvimento de sintomatologia depressiva, quando o adolescente indica ter um desempenho escolar baixo. Os resultados aqui encontrados podem ser explicados por estudos anteriores (Gladstone et al., 2006; Wong, 2008), em que pais mais resilientes revelam maior envolvimento na vida do adolescente e proporcionam maior apoio e suporte ao adolescente, promovendo uma autoregulação emocional mais eficaz.

Relativamente aos resultados obtidos para a variável satisfação, como moderadora da relação entre resiliência e sintomatologia depressiva é possível afirmar que, quando a resiliência nos pais é baixa, elevados níveis de satisfação com a vida conduzem a níveis mais baixos de sintomatologia depressiva. Quando os níveis de satisfação são elevados, independentemente dos níveis de resiliência dos pais, ser baixo ou alto, os níveis de sintomatologia depressiva tendem a ser semelhantes. Este facto poderá ser explicado, tendo em consideração que adolescentes com uma satisfação elevada são mais eficazes na resolução de problemas e desenvolvem estratégias de coping mais adequadas, prevenindo o desenvolvimento de psicopatologia. No entanto, quando a satisfação do adolescente com a vida é baixa, pais com resiliência elevada atuam como fator protetor de sintomatologia depressiva, verificando-se uma diminuição clara dos níveis de

sintomatologia depressiva quando comparado com baixos níveis de resiliência parental.

Assim, os resultados obtidos nesta investigação permitem concluir que a resiliência dos pais, o desempenho escolar satisfatório do adolescente e a sua satisfação com os vários domínios do funcionamento atuam protegendo o adolescente, impedindo o desenvolvimento de sintomas depressivos.

Considera-se pertinente a replicação dos dados obtidos neste estudo em outras amostras da comunidade e em outras amostras, nomeadamente clínicas e de adolescentes institucionalizados. Em futuras investigações seria interessante estudar também a influência do género na relação entre resiliência e sintomatologia depressiva.

A recolha de informação relativa aos níveis de resiliência dos pais foi realizada através de questionário de auto-resposta, podendo por em causa a credibilidade das respostas, como tal, considera-se que realizar entrevista presencial com os pais poderia ser uma forma de recolher informação mais fiável.

Relativamente à aplicação da A-LIFE, na avaliação do funcionamento psicossocial do adolescente, considera-se que em estudos futuros seria interessante avaliar a fiabilidade inter-avaliadores, para além disso, realizar investigações com *design* longitudinal poderá revelar-se igualmente vantajoso, na medida que permitiria identificar relações de causalidade entre as variáveis em estudo e

consequentemente identificar adolescentes em risco de desenvolver sintomatologia depressiva.

Em suma, considera-se que a presente investigação representa um contributo inovador que explora como características psicológicas adaptativas dos pais, nomeadamente a resiliência, poderão constituir-se como fatores de proteção do desenvolvimento de sintomatologia depressiva em adolescentes. Perceber a relação existente entre resiliência parental e a sintomatologia depressiva em adolescentes e as variáveis que moderam esta relação, poderá ajudar profissionais clínicos a intervir precocemente através da aplicação de programas de prevenção de depressão que incluam uma componente parental e que promovam aptidões interpessoais e de resolução de problemas no adolescente para o ajudar a autonomiza-se e crescer saudavelmente.

Bibliografia

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Publishing.
- American Psychological Association (2010). *Publication manual of the American Psychological Association* (6th ed.). Washington, DC: Author.
- Arnarson, E., & Craighead, W. (2009). Prevention of depression among Icelandic adolescents. *Behavior Research and Therapy*, *47*, 577-585.
- Arnett, J. J. (1999). Adolescent storm and stress, reconsidered. *American Psychologist*, *54*, 317-326.
- Azevedo, A., & Matos, A. P. (2014). Ideação suicida e sintomatologia depressiva em adolescentes. *Psicologia, Saúde e Doença*, *15* (1), 180-191.
- Bahls, S. C. (2002). Aspectos clínicos da depressão em crianças e adolescentes. *Journal de Pediatria*, *78* (5), 359-366.
- Barker, E. D., Copeland, W., Maughan, B., Jaffee, S. R., & Uher, R. (2012). Relative impact of maternal depression and associated risk factors on offspring psychopathology. *British Journal of Psychiatry*, *200* (2), 124-129.
- Bauman, S., Adams, J. H., & Waldo, M. (2001). Resilience in the oldest-old. *Counseling and Human Development*, *34* (2), 1-19.
- Beardslee, W. R., Versage, E. M., & Gladstone, T. R. (1998). Children

- of affectively ill parents: A review of the past 10 years. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*, 37 (11), 34-41.
- Biederman, J., Petty, C., Hirshfeld-Becker, D. R., Henin, A., Faraone, S., V., Dang, D., Jakubowski, A., & Rosenbaum, J. F. (2006). A controlled longitudinal 5-year follow-up study of children at high and low risk for panic disorder and major depression. *Psychological Medicine*, 36 (8), 1141-1152.
- Brito, I. (2011). Ansiedade e depressão na adolescência. *Revista Portuguesa de Clínica Geral*, 27 (2), 208–214. Retrieved from http://www.scielo.gpeari.mctes.pt/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S087071032011000200010&lng=pt&nrm=iso
- Brooks, T.I., Harris, S.K., Thrall, J.S., & Woods, E.R. (2002). Association of adolescent risk behaviors with mental health symptoms in high school students. *Journal of Adolescent Health*, 31, 240-246.
- Claudino, J., Cordeiro, R. & Arriaga, M. (2006). Depressão e Suporte Social em Adolescentes e Jovens Adultos. Um estudo realizado junto de Adolescentes Pré-Universitários. *Educação, Ciência e Tecnologia*, 185-196.
doi: <http://doi.org/10.1590/S0102-79722011000400015>.
- Correia, LL. & Linhares, MBM. (2007). Maternal anxiety in the pre and postnatal period: A literature review. *Revista latino-Americana de Enfermagem*, 15 (4), 677-683.
- Costa, A. (2011). *Tradução da Entrevista A-LIFE - Adolescent*

Longitudinal Interval Follow-up Evaluation - Estudo Preliminar do Funcionamento Psicossocial numa Amostra de Adolescentes Portugueses (Tese de Mestrado não publicada). Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Coimbra, Portugal. Recuperada de <http://www.fpce.uc.pt/teses/view.php>.

Coutinho, M. P. L. (2001). Depressão infantil: Uma abordagem psicossocial. João Pessoa: UFPB

Dunn, A. & Weintraub, P. (2008). Exercise in the prevention and treatment of adolescent depression: A promising but little research intervention. *American Journal of Lifestyle and Medicine*, 2, 207-518.

Fernandes, L. F. B., Silveira, L. R., Miyazaki, M. C., Domingos, N. A. M., Luiz, A. M. A. G., & Micheletto, M. R. D. (2008). Eventos aversivos e depressão na adolescência: Relato de caso. *Revista Brasileira de Terapias Cognitivas*, 4 (1), 65-72.

Gladstone, B. M. Boydell, K.M., & McKeever, P. (2006). Recasting research into children's experience of parental mental illness: Beyond risk and resilience. *Social Science e Medicine*, 62, 2540-2555.

Gladstone T. R. G. & Beardslee W. B. (2009). The prevention of depression in children and adolescents: A Review: *Canadian Journal of Psychiatry*, 54 (4), 212-221.

Gladstone T. R. G, Beardslee W. B, & O'Connor, B. A. (2011). The

prevention of adolescent depression. *Psychiatric Clinics of North America*, 34 (1), 35-52.

doi:10.1016/j.psc.2010.11.01.015

Gledhil, J., & Garralda, E. (2010). The short-term outcome of depressive disorder in adolescents attending primary care: A cohort study. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*, 46, 993–1002.

Greer, T., Kurian, B., & Trivedi, M. (2010). Defining and Measuring Functional Recovery from Depression. *CNS Drugs*, 24 (4), 267-284.

Goldstein, T. R., Birmaher, B., Axelson, D., Goldstein, B. I., Gill, M. K., Esposito-Smythers, C., & Keller, M. (2009). Psychosocial functioning among bipolar youth. *Journal of Affective Disorders*, 114(1-3), 174–183.

doi:10.1016/j.jad.2008.07.001.

Jaser, S. S., Champion, J. E., Reeslmd, K. L., Keller, G., Merchant, M. J., & Benson, M. (2007). Cross-Situational coping with peer and family stressors in adolescent offspring of depressed parents. *J Adolesc*, 30 (6), 917-32.

Keller, M., Lavori, P., Friedman, B., Nielsen, E., Endincott, L., McDonald-Scott, P., & Andreasen, N. (1987). The Longitudinal Interval Follow-up Evaluation: A comprehensive method for assessing outcome in prospective longitudinal studies. *Archives of General Psychiatry*, 44, 540-54.

- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. (2nd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kovacs, M. (1985). The Children's Depression Inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin*, 21(4), 995-998.
- Kovacs, M. (2006). New steps for research on child and adolescents depression prevention. *American Journal of Preventive Medicine*, 31, 184-185.
- Kubik, M., Lyle, L., Birnbaum, A., Murray, D., & Perry, C. (2003). Prevalence and correlates of depressive symptoms in young adolescents. *American Journal of Health Behavior*, 27 (5), 546-553
- Lewinsohn, P., Rohde, P., Seeley, J., Klein, D., & Gotlib, I. (2003). Psychosocial functioning of young adults who have experienced and recovered from major depressive disorder during adolescence. *Journal of Abnormal Psychology*, 112(3), 353-363.
- Marôco, J. (2010) *Análise de equações estruturais: fundamentos teóricos, software & aplicações*. Pêro Pinheiro: Report Number.
- Marujo, H. M. (1994). Síndromas depressivos na infância e na adolescência (dissertação de doutoramento). Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Lisboa.
- McCabe, M., Ricciardelli, L., & Banfield, S. (2011). Depressive symptoms and psychosocial functioning in preadolescent children. *Depression Research and Treatment*, 1-7.
- McIntosh, N., Helms, P., & Smyth, R. (Eds.). (2003). *Forfar and*

- Arneil's Textbook of Pediatrics*. Edinburgh, Churchill Livingstone.
- Nilsen, W., Karevold, E., RØysamb, E., Gustavson, K., & Mathiesen, K., S. (2013). Social skills and depressive symptoms across adolescence: Social support as a mediator in girls versus boys. *Journal of Adolescence*, 36, 11-20.
- Nobre, S., Reis, S., Castro, F. V., & Esteves, M. L. (2013). Felicidade: Amor e Arte. *International Journal of developmental and Educational Psychology*, 2 (1), 421–430.
- Pestana, M., & Gageiro, J. (2008). *Análise de dados para as Ciências Sociais: A Complementaridade do SPSS* (5ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Péres, M.V., & Urquijo, S. (2001) Depresión en adolescentes. Relaciones con el desempeño académico. *Psicología Escolar e Educacional*, 5 (1), 49-58
- Pinheiro, R., & Matos, A. P. (2013). Exploring the construct validity of the two versions of the Resilience Scale in a Portuguese adolescent sample. *The European Journal of Social & Behavioural Sciences*.
- Pinto, I. C., Fraga, S., & Ramos, E. (2010). Depressive symptoms and alcohol use among adolescents. In *Euroepi 2010 Epidemiology and Public Health in an Envolving Europe – XXXIV Congresso Nazionale AIE*. Florence.
- Rao, U., & Cohen, L. (2009). Characteristics, correlates and outcomes

- of childhood and adolescent depressive disorders. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 11, 45-62.
- Reppold, C. T., Mayer, J. C., Almeida, L. S., & Hutz, C. S. (2012). Avaliação da Resiliência: Controvérsia em torno do uso das escalas. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 25, p. 230-210.
- Resende, C., Santos, E., Santos, P., & Ferrão, A. (2013). Depressão nos adolescentes – mito ou realidade? *Nascer e Crescer. Revista de pediatria do centro Hospitalar do Porto*, XXII(3), 145-150.
- Saluja, G., Iachan, R., Scheidt, P., Overpeck M., Sun, W., & Giedd, J. (2004). Prevalence of and risks factors for depressive symptoms among young adolescents. *Pediatrics & Adolescent Medicine*, 158, 760-765
- Sheeber, L. B., Hops, H., & Davis, B. (2001). Family processes in adolescent depression. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 4, 19-35.
- Torgalsbøen, A. K. (2012). Sustaining full recovery in schizophrenia after 15 years: Does resilience matter? *Clinical Schizophrenia & Related Psychoses*, 5 (4), 193-200.
doi:10.3371/CSRP.5. 4. 3.
- Wagnild, G. (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: Resilience Center.
- Wagnild, G. (2009b). A review of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 17, 105-113.

doi:10.1891/1061-3749.17.2.105.

Wagnild, G. M., & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the resilience scale. *Journal of Nursing Measurement, 1* (2), 165-178.

Wrong, M. M. (2008). Perceptions of parental involvement and autonomy support: Their relations with a self-regulation, academic, performance, substance use and resilience among adolescents. *North American Journal of Psychology, 10* (3), 497-518.