



UNIVERSIDADE DE ÉVORA

ESCOLA DE CIÊNCIAS SOCIAIS

DEPARTAMENTO DE PSICOLOGIA

A autoestima protege os idosos da depressão?

Estudo com uma amostra comunitária

Inês Margarida Pereira Macau

Orientação: Prof. Doutor António M. Diniz

Mestrado em Psicologia

Área de Especialização | Psicologia Clínica

Dissertação

Évora, 2018



ESCOLA DE CIÊNCIAS SOCIAIS

Mestrado em Psicologia

Especialização em Psicologia Clínica

A autoestima protege os idosos da depressão?

Estudo com uma amostra comunitária

Inês Margarida Pereira Macau

Orientador: Prof. Doutor António M. Diniz

Dissertação de Mestrado

Évora, 2018

*“To grow old is to lose everything. (...)
Let us stifle under mud at the pond’s edge
and affirm that it is fitting
and delicious to lose everything.”*

Donald Hall, no poema *Affirmation*

Agradecimentos

Primeiramente, agradeço ao professor António Diniz, não só pela sua orientação, sempre aliada de exigência, persistência e cuidado, prestada ao longo da realização deste trabalho, mas também pelo entusiasmo e dedicação que expressa e cativa pela investigação, e em mim despertou.

Obrigada a todos os participantes que dedicaram um pouco do seu tempo para me ajudarem neste trabalho, particularmente, àqueles a quem ficou algo para além da entrevista.

De igual forma, agradeço à minha colega Rita, com quem compartilhei momentos de trabalho e riso, auxiliares importantes na motivação.

A todas as pessoas que fizeram parte da minha vida nestes anos em Évora, das quais certamente irei recordar com carinho – desde a coabitação até às amizades, muitas vezes misturadas. Mais do que um lugar de trabalho e estudo, Évora foi a minha casa graças a todos vós.

Por fim, mas não menos importante, quero agradecer à minha família – mãe, pai e irmão gémeo –, que antes de todos os outros já me tinham apoiado na minha formação e educação. Mas principalmente, obrigada pelo amor. Foi com ternura que cresci e amadureci na vossa companhia, levando comigo os vossos mais estimados valores.

Resumo

Utilizou-se a modelação de equações estruturais para o teste de um modelo de mediação da autoestima na relação da idade, do género e da religião sobre a depressão em idosos. A amostra foi constituída por 345 idosos comunitários (65-90 anos), maioritariamente com idades inferiores aos 80 anos (85.8%). A autoestima foi operacionalizada através da escala de Rosenberg e a depressão através dos itens relativos ao afeto depressivo geral (ADG) da *GDS-15*. Utilizou-se o emparcelamento aleatório dos itens dos construtos como estratégia para ultrapassar os problemas de validade estrutural que eles apresentaram. O modelo com a mediação da autoestima (modelo da vulnerabilidade) foi comparado com o da mediação do ADG (modelo *scar*), o qual apresentou um melhor ajustamento. A religião não predisse de forma significativa a autoestima e a idade e o género só predisseram a autoestima quando mediadas pelo ADG.

Palavras-chave: envelhecimento, variáveis sociodemográficas, autoestima, depressão, *LISREL*

Does self-esteem protect the elderly from depression?

Study with a community sample

Abstract

A model of self-esteem as a mediator between age, gender and religion on depression in the elderly was tested through modeling of structural equations. The sample relied on 345 non-institutionalized elderly (65-90 years old), mostly younger than 80 years old (85.8%). Self-esteem was measured through the Rosenberg scale and depression through the items related to general depressive affect (ADG) belonging to GDS-15. Random parceling of items was used as a strategy to overcome the structural validity issues found on both constructs. The model with the mediation of self-esteem (vulnerability model) was compared to the model with mediation of ADG (scar model), which presented a better fit. Religion did not significantly predict self-esteem and age and gender only predicted self-esteem when mediated by ADG.

Keywords: ageing, sociodemographic variables, self-esteem, depression, LISREL

Introdução e Enquadramento Teórico

O Idoso: Terceira e Quarta Idade

O envelhecimento demográfico tem vindo a aumentar, sendo que a vida para além dos 70 ou 80 anos já não é um acontecimento invulgar. Em 2015, constatou-se que mais de um terço da população global viveu para além dos 65 anos (He, Goodkind, & Kowal, 2016). Em Portugal, a situação é semelhante ao cenário mundial, tendo em conta que entre os anos de 2011 e de 2016 se constatou que “a proporção de pessoas idosas (população com 65 ou mais anos de idade) aumentou de 19.0% para 21.1%. Em consequência, o índice de envelhecimento passou de 128 para 151 pessoas idosas por cada 100 jovens” (Instituto Nacional de Estatística, 2017, p. 12).

Face ao prolongamento dos anos de vida humana surgiu a necessidade de reestruturar, empiricamente, os parâmetros do envelhecimento, o que levou à formulação de maneiras diversas para enquadrar o idoso consoante a sua idade (Amado & Diniz, 2017). Nos anos setenta, Neugarten contribuiu para a distinção entre “jovens idosos” (*young old*) e “velhos idosos” (*old old*), podendo considerar-se, a partir de um critério populacional baseado na mortalidade de 50% das pessoas, o ponto de corte entre os 75 e os 80 anos (Baltes & Smith, 2003). Neste sentido, procuraram-se cada vez mais sinais e sintomas associados à morbilidade e mortalidade do idoso, remetendo para uma temática da investigação relacionada com “um período de mortalidade psicológica” (Smith, 2000, p. 23).

Por outro lado, no *Berlin Aging Study* procurou-se caracterizar a idade a partir dos 70 anos, tendo-se encontrado, que quanto mais velhas, mais saudáveis as pessoas se sentiam em comparação com outras da mesma idade (Mayer et al., 1999). Deste modo, grande parte dos idosos sentia-se autónoma e independente, possuindo ainda objetivos para o futuro.

Outro critério que delimita a quarta idade provém da *World Health Organization* (WHO, 1999), que remete para o ponto de corte dos 79/80 anos de idade, no que diz respeito aos idosos da Europa. Sabe-se que a WHO (s/d) ainda mantém essa norma atualmente.

Todavia, Gillearn e Higgs (2014) apontaram a relevância de distinguir a quarta idade também a favor de um critério cultural, que remete para o desenvolvimento de funções representativas de um medo coletivo de envelhecer, e da decadência física e

mental, particularmente da demência. Por sua vez, esta antecipação imaginada da decadência cognitiva relacionaria o processo do envelhecimento com a ideia de “tornar-se frágil” (Gilleard & Higgs, 2014, p. 242).

Assim sendo, a quarta idade parece estabelecer-se não só associada a um declínio das funções cognitivas e intelectuais (Baltes, 1997; Mayer et al., 1999), mas também psicológicas – e.g., depressão (Blazer, Burchett, Service, & George, 1991) – e culturais (Gilleard & Higgs, 2014), assomando-se, de maneira mais evidente, a partir dos 80 anos de idade.

A Depressão

Já com respeito à depressão, estima-se, segundo a *WHO* (2017), que em 2015, o total de pessoas com depressão tenha ultrapassado os 300 milhões, o que sugere o aumento de uma percentagem de 18.4% desde o ano de 2005. Tal reflete, por um lado, o crescimento da população mundial, e por outro, o aumento proporcional da depressão. Em Portugal, os dados apontam para uma prevalência de 5.7% da população, sugerindo, além disso, um auge durante os 55 e os 74 anos de idade e uma manifestação 2% superior nas mulheres (*WHO*, 2017).

Contudo, deve considerar-se na leitura destas estatísticas aquilo que Regan, Kearney, Savva, Cronin e Kenny (2013) referem a propósito do que tem ocorrido nas últimas décadas quanto à depressão: ela tem vindo a ser mediada pelo uso da medicação para a dor crónica, nomeadamente a partir dos 50-64 anos de idade.

Idade. É consoante o envelhecimento e, simultaneamente, através da ocorrência inevitável de perdas na vida dos indivíduos (e.g., morte de pares, perdas de funções motoras e cognitivas, e saúde debilitada), que existe um aumento progressivo da manifestação de sintomas depressivos e/ou de depressão, a partir dos 75 anos (Blazer et al., 1991; Luppá et al., 2012; Weyerer et al., 2013). Não obstante, mediante inclusão do registo de queixas físicas, nem todos os autores concordaram com a manifestação de sintomas depressivos associados ao decorrer da idade (Helmchen et al., 1999; Mehta et al., 2008).

São ainda frequentes as vezes em que a demência (em termos ligeiros ou graves) se apresentou relacionada com resultados mais elevados de depressão, pelo que esta é uma coexistência que poderá remeter para a importância de um fator externo que potencia a depressão no idoso e vice-versa (Bennett & Thomas, 2014; Snowden et al., 2015). Tal

ficou assegurado no momento em que se controlaram as variáveis que remetem para aspetos mais funcionais (físicos e cognitivos), pelo facto de os sintomas depressivos terem diminuído (Blazer et al., 1991; Regan et al., 2013).

Por conseguinte, torna-se necessário realizar um rastreio preciso da depressão, o que permite destacar a pertinência da utilização da *Geriatric Depression Scale - Short Version (GDS-15)*; Sheikh & Yesavage, 1986). Mais concretamente, considera-se que esta escala, em contraponto a outras alternativas, prioriza os itens que remetem para a procura de sintomas psicológicos, e excluí todos os físicos que poderiam apontar para a equifinalidade da sintomatologia depressiva.

Género. Quanto às diferenças encontradas na manifestação da depressão conforme o género, parece que são as mulheres as mais afetadas, sendo esta uma disparidade que permanece a partir dos 65 anos (Salk, Hyde, & Abramson, 2017; Regan et al., 2013; Yaka, Keskinoglu, Ucku, Yener, & Tuna, 2014).

Do mesmo modo, em termos de população geral, são as mulheres adultas quem apresentam mais depressão, especialmente na decorrência de perdas ao nível das relações interpessoais (Kendler & Gardner, 2014).

Religião. Indo ao encontro da importância da perda de relações interpessoais para o desenvolvimento de depressão, destaca-se o papel da religião. Este constitui-se como provedor de um sentimento de pertença, vindouro da prática das suas atividades sociais, o que acaba por constituir um fator protetor da manifestação de sintomatologia depressiva (Amorim, Silveira, Alves, Faleiros, & Vilaça, 2017; Baptista, Morais, Rodrigues, & Silva, 2006).

Segundo Menéndez (2007), a religião destaca-se como um fator marcante na comunidade portuguesa, sendo que 81% da população caracteriza-se como cristã católica. Por sua vez, a religião e a prática religiosa proporcionam ao indivíduo um conjunto de atividades destinadas à prática do culto, que são concretizadas numa comunidade crente, e fornecem uma sensação de pertença e sentido (Amado, 2008).

Esta realidade poderá justificar o facto de na investigação se ter encontrado que os idosos com uma religiosidade mais profunda têm menos depressão, e que maiores níveis de religiosidade estão correlacionados com melhores condições físicas e mentais (Abdala, Kimura, Duarte, Lebrão & Santos, 2015).

Nota-se, portanto, a relevância das variáveis sociodemográficas acima mencionadas para a investigação da depressão do idoso. No entanto, importa referir que a caracterização da função psicológica do idoso não deve ser isolada de outros fatores, nomeadamente de autovalorização (autoestima), que poderão relacionar-se com o anterior.

A Autoestima

Concetualização global. William James (1892) inaugurou a definição da autoestima a partir de uma fração da qual o quociente poderia aumentar em função da diminuição do denominador – pretensões – e do aumento do numerador – sucessos. Verifica-se, desta maneira, que já previamente se considerava o efeito do papel ativo do sujeito sobre a sua avaliação, podendo concretizar comportamentos benéficos para a sua autoestima.

Mais tarde, constatou-se que a autoestima pode ser concebida como, não só vinda do comportamento em si, mas estando inscrita numa dinâmica cíclica entre o meio e o comportamento e que se refere à avaliação subjetiva do próprio valor do sujeito como pessoa (Swann, Chang-Schnneider, & McClarty, 2007). Por este motivo, a sua apreciação passou a ser concebida sob um carácter subjetivo, pois pode ou não refletir, objetivamente, os talentos, capacidades e avaliação vinda de outros (Orth & Robins, 2014).

Em todo o caso, os autores parecem concordar que a autoestima pode ser definida através do conjunto de sentimentos e pensamentos do indivíduo acerca do seu próprio valor, assumindo, no que lhe respeita, uma atitude positiva ou negativa, em torno de um *self* global e unitário (Kling, Hyde, Showers, & Buswell, 1999; Orth & Robins, 2014).

Em congruência com o anterior, salienta-se que foi desde os primórdios da investigação da autoestima que se apontou para uma concetualização unidimensional ou global da mesma, que serviu para desenvolver a primeira forma de, efetivamente, a medir através de uma escala, a *Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES)* (Rosenberg, 1989), adiante denominada Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR). De facto, a perspetiva global da autoestima tornou-se bastante popular e tem vindo a ser seguida até aos dias de hoje (e.g., Bleidorn et al., 2016; Kling et al., 1999; Orth, Maes, & Schmitt, 2015; Sowislo & Orth, 2013; Trzesniewski, Donnellan, & Robins, 2003; Twenge & Campbell, 2001; Wagner,

Gerstor, Hoppmann, & Luszcz, 2013), sendo a EAR a medida preferida e melhor validada para se operacionalizar o construto (Robins, Hendin, & Trzesniewski, 2001).

Contudo, a medida global da autoestima tem vindo a ser motivo de desacordo no âmbito da investigação, pelo que alguns autores constataram que a EAR tem uma estrutura fatorial unitária (Aluja, Rolland, García, & Rossier, 2007; McKay, Boduszek, & Harvey, 2014) e outros (e.g., Kaufman, Rasinski, Lee & West, 1991; Corwyn, 2000; DiStefano & Motl, 2006; Quilty, Oakman, & Risko, 2006; Wang, Siegal, Falck, & Carlson, 2001) relataram a existência de dois fatores distintos nos itens da escala, onde, por artefacto da escrita dos itens, um remete para um aspeto positivo da autoestima e um outro para o negativo (Hyland, Boduszek, Dhingra, Shevlin, & Egan, 2014; Marsh, Scalas, & Nagengast, 2010). Mais ainda, quando se alterou a escrita dos itens da EAR para uma direção mais consistente – no sentido positivo ou negativo –, constatou-se que as análises só revelavam uma única dimensão (Greenberger, Chen, Dmitrieva, & Farruggia, 2003), colocando em causa os argumentos da multidimensionalidade do construto.

Tal dúvida acerca da estrutura da autoestima veio suscitar novas concetualizações da mesma, dentro das quais se pode mencionar a bidimensional (Tafarodi & Milne, 2002; Tafarodi & Swann, 1995; Tafarodi & Swann, 2001) que distingue a autoaprovação, que diz respeito ao sentimento de valor que o sujeito atribui a si próprio, da autocompetência, que concerne ao sentimento do indivíduo acerca da sua eficácia pessoal. A *Self-Liking/Self-Competence Scale – Revised (SLSC-R)* permite distinguir, então, a autoaprovação da autocompetência (Donnellan, Trzesniewski, & Robins, 2015), embora estas surjam imensas vezes correlacionadas (e.g., Mar, DeYoung, Higgins, & Peterson, 2006; Meagher & Aidman, 2004; Tafarodi & Swann, 2001), o que desperta alguma dúvida acerca da validade discriminante. Assim sendo, importa referir que esta abordagem apresenta algumas fragilidades, nomeadamente, face à forte correlação entre os dois fatores (Tafarodi, Lang, & Smith, 1999; Tafarodi & Swann, 2001).

Desta maneira, o conteúdo subsequente aborda investigação empírica sobre a autoestima, mediante a concetualização global, maioritariamente operacionalizada através da EAR, em função das variáveis sociodemográficas já destacadas.

Idade. Relativamente à evolução da autoestima no decorrer da idade, esta poderá ser equiparada a um traço de personalidade, pelo que se revela relativamente constante

ao longo da vida do indivíduo (Anusic & Schimmack, 2016). Conforme isto, o seu trajeto parece estar mais ou menos em acordo empírico, pois a autoestima forma-se a partir da infância e da adolescência, períodos nos quais se encontra de forma pouco estável (Twenge & Campbell, 2011), nomeadamente no segundo, que representa uma fase normativa de mudança, desafios e de procura de identidade (Steiger, Alleman, Robins, & Fend, 2014). Por sua vez, a autoestima parece estabilizar-se até à adultez e meia-idade (Bleidorn et al., 2016; Shaw, Liang, & Krause, 2010), na qual atinge o seu auge e decresce nos anos ulteriores (Orth et al., 2015; Orth & Robins, 2014; Orth, Robins, & Widaman, 2012; Trzesniewski et al., 2003; Orth, Trzesniewski, & Robins, 2010).

Numa revisão teórica, Orth e Robins (2014), discutiram a autoestima enquanto consequência dos sucessos do indivíduo nos seus domínios relacionais, laborais e associados à saúde. Esta é uma abordagem que se assemelha à constatada por James (1892), pois apela ao papel ativo do sujeito em benefício da autoestima. No entanto, como referido anteriormente a propósito do idoso, este enfrenta um processo de perdas normativas que integram, muitas vezes, esses domínios, e o impossibilitam de ter um papel ativo neles, o que poderá explicar declínio da autoestima ao longo do envelhecimento.

Género. Relativamente às diferenças de género encontradas na autoestima, salienta-se que estas podem ser observadas à luz do ciclo da vida, existindo diferenças mais ou menos evidentes, consoante a idade do sujeito. Primeiramente, é na adolescência (Zeiders, Umaña-Taylor, & Derlan, 2013) e na jovem adultez (16-25 anos) que ocorre a maior discrepância na manifestação da autoestima consoante o género, sendo que os homens a têm mais elevada (Bleidorn et al., 2016; Kling et al., 1999).

Na comunidade adulta geral, a mulher parece revelar um pensamento mais interdependente, na medida em que a sua autoavaliação pode ser grandemente influenciada pelo seu estatuto social e instrumental na comunidade. Tal poderá justificar os maiores níveis de autoestima nos homens, que tendem a possuir um pensamento mais independente e a associar a sua autoestima às suas capacidades e habilidades percecionadas como únicas e superiores (Bleidorn et al., 2016; Josephs, Markus, & Tafarodi, 1992).

É conforme o perpassar dos anos, mais concretamente a partir dos 60, que a autoestima tende a convergir entre ambos os géneros e as suas diferenças surgem apenas

moderadas pelo estatuto socioeconómico (e.g., habilitações literárias), pela satisfação com os relacionamentos e pela saúde física (Orth et al., 2010; Orth et al., 2015).

Religião. No que respeita à religião, sabe-se que as crenças da população adulta comunitária relacionadas com uma figura divina estão associadas a uma maior autoestima (Benson & Spilka, 1973). É esse apoio espiritual que fortalece o envolvimento religioso e contribui para a autoestima, pelo que a doutrina católica assenta em ideias associadas a um amor próprio positivo que é valorizado por Deus (Schieman, Bierman, Upenieks, & Ellison, 2017).

No caso do idoso, este poderá apresentar processos semelhantes aos da vida adulta. Tal como acontece com a depressão, a religião poderá evidenciar um mecanismo de *coping* que possibilita ao idoso saber lidar com as suas situações mais adversas, incluindo avaliações negativas correspondentes ao seu próprio valor (Amado, 2008).

A Depressão e a Autoestima

Após a revisão da informação acerca da depressão e da autoestima em função das diferentes variáveis sociodemográficas, resta averiguar a relação entre estes construtos psicológicos.

A relação entre a depressão e a autoestima tem vindo a ser vastamente debatida ao longo da investigação, especialmente em termos de predição. Orth, Robins e Roberts (2008) definiram os diferentes modelos explicativos desta relação: (1) modelo da vulnerabilidade, relacionado com o poder preditivo da baixa autoestima sobre a depressão; (2) modelo *scar*, que delimita a experiência depressiva como um evento que cicatriza o funcionamento psicológico do indivíduo, levando a uma diminuição da sua autoestima (ver também Lewinsohn, Steinmetz, Larson, & Franklin, 1981; Shahar & Davidson, 2003); (3) modelo do fator comum, no qual a autoestima e a depressão são observadas como dois polos opostos num *continuum* em torno do construto da emoção negativa (*negative emotionality*) (ver também Watson, Suls, & Haig, 2002).

É com alguma certeza que o modelo da vulnerabilidade (Orth et al., 2008) parece ser o mais popular na investigação, sendo que é o baixo nível de autoestima que poderá fornecer alguma informação preditiva acerca da depressão, seja em pré-adolescentes (Manna, Falgares, Ingoglia, Como, & Santis, 2016), em adultos (Chui & Diehl, 2016; Orth, Robins, Meier, & Conger, 2016; Orth, Trzesniewski, Maes, & Schmitt, 2009;

Steiger, Alleman, Robins, & Fend, 2014; Sowislo & Orth, 2013) ou em idosos (Coleman, Aubin, Robinson, Ivani-Chalian, & Briggs, 1993).

Porém, noutros estudos constatou-se que a baixa autoestima necessita de interagir com eventos de vida negativos, para que haja a predição de sintomas depressivos (Metalsky, Joiner, Hardin, & Abramson, 1993). No caso dos idosos, poder-se-ia presumir que estes eventos estariam associados à falta de cuidados e à decadência motora e cognitiva, e não aos sintomas depressivos por si só (Vickery, Sherer, Grontkovsky, & Lee, 2008; Wagner et al., 2013). O sucedido poderá elucidar o facto de alguns autores não terem encontrado relações entre a autoestima e a depressão (Gana, Baily, Saada, Broc, & Alaphippe, 2015).

O Problema de Investigação

No presente estudo pretendeu-se apreciar as relações de predição de certas variáveis sociodemográficas sobre a depressão em idosos: a idade (Blazer et al., 1991; Luppá et al., 2012; Weyerer et al., 2013), o género (Salk et al., 2017; Regan et al., 2013; Yaka et al., 2014) e a religião (Amorim et al., 2017; Baptista et al., 2006). Também se considerou, simultaneamente, a relação de predição destas variáveis sociodemográficas sobre a autoestima em idosos: a idade (Orth et al., 2015; Shaw et al., 2010; Trzesniewski et al., 2003), o género (Orth et al., 2010; Orth et al., 2015) e a religião (Amado, 2008). Considerando-se, ainda, o referido a propósito do modelo da vulnerabilidade (Orth et al., 2008) para uma terceira relação de predição: a da autoestima sobre a depressão (Coleman et al., 1993).

Esta última relação, no modelo apresentado na Figura 1, assume um carácter mediador: as relações entre as variáveis sociodemográficas e a depressão também são mediadas pela autoestima. Entretanto, a operacionalização do construto depressão foi conseguida através da *GDS-15*, tendo em conta a vantagem de excluir os sintomas físicos presentes na sintomatologia depressiva (Sheikh & Yesavage, 1986). A operacionalização passou, ainda, por retirar os itens *GDS-15* que remetiam para a Satisfação com a Vida (SV), permitindo, assim, uma análise mais clara e válida do construto, através da dimensão Afeto Depressivo Geral (ADG) (Brown, Woods, & Storandt, 2007). Por outro lado, a autoestima foi operacionalizada através da EAR (Rosenberg, 1989), tendo em conta a sua vasta utilização na investigação da comunidade adulta geral (e.g., Bleidorn,

et al. 2016; Kling et al., 1999; Trzesniewski et al., 2003) e dos idosos (e.g., Orth, et al., 2015; Sowislo & Orth, 2013).

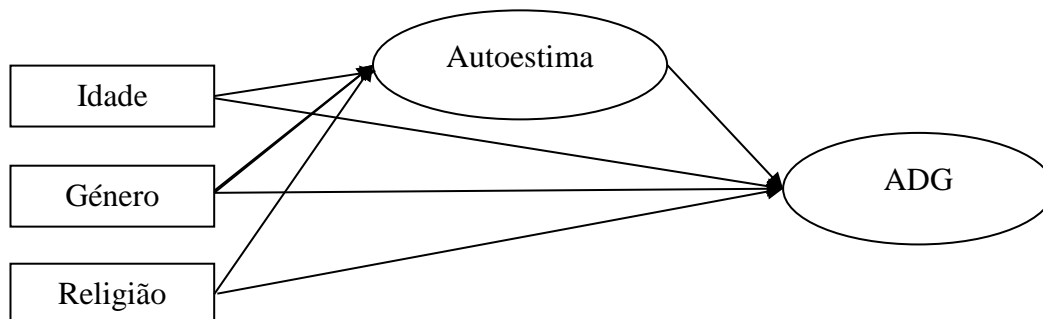


Figura 1. Modelo de mediação da autoestima na relação de predição de variáveis sociodemográficas (idade, género e religião) sobre o ADG (Afeto Depressivo Geral) em idosos: Diagrama conceitual.

Ainda se testou o modelo de forma a inverter a relação de mediação entre a autoestima e a depressão (Figura 2), dado que, a depressão pode ser conceitualizada como preditora da autoestima mediante o modelo *scar* (Orth, et al., 2008; Shahar & Davidson, 2003). Assim sendo, a depressão poderá ser tomada como mediadora da autoestima, testando o modelo alternativo ao da Figura 1. Além disso, é recomendável testar modelos de mediação alternativos para assegurar qual o que melhor representa o problema em análise (Iacobucci, Saldanha, & Deng, 2007), desde que exista sustentação teórica para o fazer.

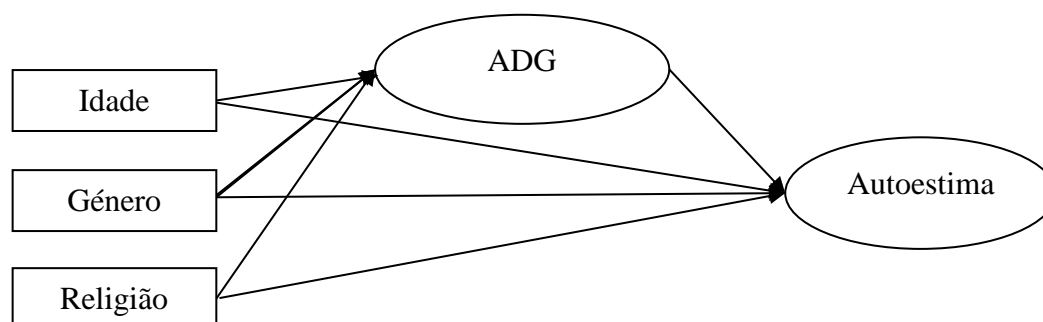


Figura 2. Modelo alternativo de mediação do ADG na relação de predição de variáveis sociodemográficas (idade, género e religião) sobre a autoestima em idosos: Diagrama conceitual.

Método

Participantes

A amostra ($N = 345$) foi constituída não probabilisticamente, por idosos sem compromisso cognitivo nem diagnóstico de depressão. As idades variaram entre os 65 e os 90 anos ($Mdn = 72$) e a maioria dos idosos tinha menos de 80 anos (85.8%), situando-se na terceira idade (leque etário = 65-79 anos) segundo o critério da *WHO* (1999; s/d). A maior parte dos idosos era do género feminino (62.3%) e identificou-se como católica praticante (51.6%), havendo uma minoria de ateus e agnósticos (10.1%). O leque dos anos de escolaridade variou do zero aos 22 anos ($Mdn = 4$) e a sua descrição distribuída pela idade e o género consta na Tabela 1. Os idosos da quarta idade revelaram uma escolarização menos diferenciada, evidente através das percentagens de analfabetismo e da frequência do primeiro ciclo. O mesmo pode ser observado quanto ao género, pois foram mais as mulheres iletradas.

Tabela 1. *Distribuição dos Níveis de Escolaridade Consoante a Idade e o Género*

Nível de escolaridade	<i>N</i>	%	<i>N</i>	%
	Idade			
	65-79		80-90	
Analfabetos	22	7.4	6	12.2
Frequência do primeiro ciclo	177	59.8	34	69.4
Frequência do segundo/terceiro ciclos	58	19.6	6	12.2
Frequência do ensino secundário	20	6.8	1	2.0
Frequência do Ensino Superior ou mais	19	6.4	2	4.1
	Género			
	Mulheres		Homens	
Analfabetos	22	10.2	6	4.6
Frequência do primeiro ciclo	137	63.7	74	56.9
Frequência do segundo/terceiro ciclos	8	15.3	31	23.8
Frequência do ensino secundário	15	3.7	13	10.0
Frequência do Ensino Superior ou mais	19	7.0	6	4.6

Instrumentos

Questionário sociodemográfico. Recorreu-se à elaboração de um conjunto de questões sociodemográficas para descrever a amostra e operacionalizar as variáveis predictoras dos modelos. Utilizaram-se as seguintes notações: para a idade 1 = 65-79 anos e 2 = 80 ou mais anos; para o género 1 = feminino e 2 = masculino; e, para a religião, 1 = ateus, agnósticos e católicos não praticantes e 2 = católicos praticantes.

Minimental State Examination (MMSE). O *MMSE* é um instrumento de rápida aplicação (5-10 minutos), eficaz, e extensivamente validado e utilizado, para avaliar e rastrear alterações na função cognitiva em populações maioritariamente geriátricas (Kurlowicz & Wallace, 1999). A pontuação máxima é de 30 pontos e, na versão de Folstein, Folstein e McHugh (1975) uma classificação abaixo de 20 é indicadora de demência. Na sua versão original discriminaram-se duas fases de medida, sendo que na primeira o participante responde vocalmente a tarefas de orientação, memória e atenção, obtendo um máximo de pontuação de 21, e na segunda testa-se a capacidade de o participante nomear, seguir instruções verbais e motoras, escrever uma frase espontaneamente e reproduzir a figura de um polígono, obtendo uma pontuação máxima de nove (Folstein et al., 1999). Na versão portuguesa do teste (Morgado et al., 2009) os pontos de corte foram concretizados em função da literacia do participante, sendo que se considera a presença de demência para uma pontuação inferior a 27 pontos para pessoas com sete ou mais anos de escolaridade; igual ou inferior a 24 pontos para pessoas com escolaridade entre os três e os seis anos; e, igual ou inferior a 22 pontos para pessoas com um máximo de dois anos de escolaridade.

Escala de Depressão Geriátrica: Versão Reduzida (EDG-15). Utilizada com o fim de medir depressão em populações geriátricas, a *Geriatric Depression Scale (GDS)* é um instrumento constituído por 30 itens de escala de resposta dicotómica (“sim” ou “não”) (Yesavage et al., 1983). A sua forma reduzida (*GDS-15*) é constituída por 15 itens, que foram selecionados por terem maior correlação com sintomas depressivos de acordo com estudos da sua validade (Sheikh & Yesavage, 1986): 10 são indicadores de depressão quando respondidos de forma positiva e os restantes (1, 5, 7, 11, e 13) indicam depressão na sua resposta negativa. No que diz respeito à sua qualidade psicométrica a *GDS-15* tem apresentado uma boa consistência interna (.86) e fiabilidade em termos de reteste ($r = .81$) suficientes para a sua utilização como instrumento clínico, tornando-se tão eficaz

como o formato de 30 itens (Brown & Schinka, 2005). O ponto de corte de 10/11 foi aquele que se apresentou como o melhor indicador para fins diagnósticos de depressão na versão brasileira de Tumas, Rodrigues, Farias e Crippa (2008).

Brown et al. (2007) discriminaram a existência de duas dimensões que foram testadas com este instrumento, dada a existência de itens que remetiam para a Satisfação com a Vida (SV; 1, 5, 7, 11 e 13) e outros para o Afeto Depressivo Geral (ADG; 2, 3, 4, 6, 8, 9, 10, 12, 14 e 15). Como exemplos de itens da SV temos: item 5 “Está de bom humor a maior parte do tempo?” e item 11 “Acha que estar vivo agora é maravilhoso?”. Como exemplos de itens do ADG temos: item 2 “Afastou-se de muitas das suas actividades e interesses?” e item 9 “Prefere ficar em casa em vez de sair e fazer coisas novas?”.

Para além de ser uma forma breve de medir a depressão, outra vantagem desta escala sobre outras é que a mesma vem preparada para medir a depressão, excluindo a sintomatologia física que poderá coexistir (Sheikh & Yesavage, 1986). Neste trabalho foi utilizada a EDG-15 (Diniz, 2007b), uma versão em português da *GDS-15*.

Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR). Mediante a concetualização mais clássica e unidimensional da autoestima, a *RSES* (Rosenberg, 1989) é um questionário constituído por 10 itens cotados numa escala de resposta de tipo-Likert com quatro níveis (1 = concordo totalmente; 4 = discordo totalmente). Ela contempla afirmações que medem sentimentos positivos (itens 1, 2, 4, 6, e 7) e negativos (itens 3, 5, 8, 9, e 10) acerca da própria pessoa. A pontuação máxima é de 40, sendo que os itens negativos são cotados de forma inversa, enquanto os restantes o são de forma direta. Como exemplos de itens positivos temos: item 1 “Acho que sou uma pessoa com valor, pelo menos tanto quanto as outras pessoas” e item 4 “Consigo fazer as coisas tão bem como a maioria das pessoas”. Como exemplos de itens negativos temos: item 8 “Gostava de ter mais respeito por mim próprio(a)” e item 10 “Às vezes acho que não presto para nada”.

Tal como referido no enquadramento teórico, esta é uma escala que é vastamente utilizada na avaliação individual da Autoestima, sendo que é também aquela que está mais validada na operacionalização do construto (Robins et al., 2001), demonstrando uma consistência interna de .92 e fiabilidade de teste-reteste com correlações de .85 e .88. Neste trabalho foi utilizada a EAR (Diniz, 2007a), uma versão em português da *RSES*.

Procedimento

Recolha dos dados. A amostra resultou de um ficheiro com 240 casos recolhidos nos trabalhos desenvolvidos no Instituto Superior de Psicologia Aplicada nos anos 2008-2009 no âmbito da linha de investigação “Transições na Vida Adulta: Dinâmicas Adaptativas do Adulto Idoso” coordenada pelo Orientador do presente estudo. Tratava-se de uma amostra de idosos sem compromisso cognitivo, sem depressão, voluntários e anónimos, que foi recolhida através de uma triangulação de técnicas não probabilísticas, nomeadamente, de conveniência, de tipo bola-de-neve e mediante informantes privilegiados em Centros de Dia.

Este ficheiro foi completado com 105 idosos, dos quais a autora recolheu 54 protocolos através das técnicas de conveniência e de tipo bola-de-neve. Os restantes 51 protocolos foram recolhidos no âmbito do desenvolvimento de um outro estudo (Magarça, 2018). O ficheiro ficou constituído por participantes dos distritos de Lisboa, Setúbal, Portalegre, Évora e Beja. Entretanto, não foram incluídos na amostra cinco participantes por apresentarem valores na EDG-15 superiores ao ponto de corte utilizado neste estudo (Tumas et al., 2008).

Tendo em conta que se sabe que o ritmo circadiano dos idosos tem um efeito favorecedor sobre a sua competência durante o período da manhã, os dados foram recolhidos de maneira a priorizar este horário (Li, Hasber, Jonas, Rahhal, & May, 1998).

Cada participante teve conhecimento acerca dos objetivos do estudo, participando de forma anónima e voluntária, assinando um consentimento informado. Ressalva-se ainda que os dados foram recolhidos sob a forma de entrevista, de forma a otimizar o processo de recolha, tendo em conta aspetos de ordem instrumental e ético-deontológica (Diniz & Amado, 2014).

Relativamente ao decorrer da entrevista, primeiramente, procedeu-se ao preenchimento do questionário sociodemográfico e, de seguida, foram aplicados o *MMSE*, com os pontos de corte de Morgado et al. (2009), e a EDG-15, com os pontos de corte de Tumas et al. (2008), de forma a realizar o rastreio de demência e/ou depressão, respetivamente, e a operacionalizar a depressão através do fator ADG (Brown et al., 2007).

Em seguida foi aplicada uma bateria de quatro instrumentos, sendo que dos quais se utilizou a EAR para a medição da autoestima e que dois estavam envolvidos no

desenvolvimento de um outro estudo (Magarça, 2018). A sequência da aplicação destes quatro instrumentos foi aleatorizada participante-a-participante, para minimizar a interferência de eventuais efeitos de *halo*.

Análise dos dados. Após a inserção dos dados no programa *IBM SPSS Statistics for Windows (version 24.0)* procedeu-se à descrição da amostra. Utilizou-se o *LISREL 8.80* (Jöreskog & Sörbom, 2006) com o objetivo de testar os modelos das Figuras 1 e 2, atendendo a que para que haja um efeito de mediação, o efeito indireto, ele, tal como os efeitos diretos que o compõem, têm de ser estatisticamente significativos (Iacobucci et al., 2007).

Tendo em conta que as variáveis assumiam uma métrica categorial recorreu-se à abordagem bivariada normal latente (Jöreskog, 2005), que consiste em tomar as distribuições latentes contínuas e normais das variáveis observadas, seccionadas por um número de limites distribucionais igual a $m - 1$ (m = número de categorias das variáveis observadas). Calcularam-se as matrizes de correlações policóricas no *PRELIS 2* (Jöreskog & Sörbom, 1996), juntamente com a respetiva de covariância assintótica, favorecendo as estimativas geradas sob condições de não-normalidade, de maneira a corrigir o erro-padrão de medida e os resultados do ajustamento de um modelo aos dados empíricos (Flora & Curran, 2004). Essa estimação foi realizada por máxima verosimilhança (MV), recorrendo-se à correção robusta de Satorra & Bentler (MV_{SB}; Curran, West, & Finch, 1996; Satorra & Bentler, 1994), reduzindo a probabilidade de cometer o erro de Tipo I no teste do modelo. Foi utilizada a linguagem *SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993) na especificação, identificação e estimação do modelo. Os fatores dos modelos foram identificados pela fixação da trajetória de um dos seus itens igual a um.

As qualidades psicométricas dos modelos de medida foram ressaltadas através da sua validade estrutural, testada através da análise fatorial confirmatória (AFC). Seguindo o recomendado por Anderson e Gerbing (1988), isto foi feito antes do teste dos modelos de mediação objeto deste estudo que incluem os construtos latentes ou fatores. Deste modo, mediante a apreciação da validade estrutural, avaliou-se a validade convergente e a fiabilidade dos fatores, através do cálculo da variância média extraída (VME) e da fiabilidade compósita (FC), que devem ser superiores a .50 (Fornell & Larcker, 1981) e a .80 (para comparação entre grupos; Nunnally & Bernstein, 1994), respetivamente. Quanto à validade discriminante (VD), tem-se como critério que a variância partilhada

(quadrado da correlação desatenuada: ϕ^2) entre fatores deverá ser inferior à VME de cada um (Fornell & Larcker, 1981).

Quando não existem condições que permitam garantir a validade estrutural dos fatores recomenda-se a utilização de uma estratégia para ultrapassar esse problema, podendo proceder-se ao emparcelamento dos itens que compõem os fatores, de forma a revelar a estrutura latente anteriormente ofuscada por erros sistemáticos e aleatórios (Matsunaga, 2008). Deste modo, ao se agregarem os itens individuais em “parcelas”, conservam-se as qualidades psicométricas acima referidas e, ainda, beneficia o ajustamento do modelo, pelo que os parâmetros estimados são estabilizados, através da normalização das suas distribuições (especialmente com itens categoriais), melhorando a relação entre as variáveis e o tamanho da amostra (Bandalos, 2008; Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002; Matsunaga, 2008).

Para o teste do ajustamento dos modelos procedeu-se à apreciação dos seguintes índices de ajustamento aos dados empíricos (Hu & Bentler, 1998): *comparative fit index* (*CFI*, que deve ser próximo ou superior a .95); *root mean square error of approximation* (*RMSEA*, que deve ser próximo ou inferior a .06); e *standardized root mean square residual* (*SRMR*, que deve ser próximo ou inferior a .08). Para além destes índices de ajustamento heurístico foram ainda considerados os valores do qui-quadrado de Satorra-Bentler ($SB\chi^2$), juntamente com os seus graus de liberdade (*gl*).

Resultados

O teste do modelo do ADG mostrou que o item 6, “Tem medo que algo de mau lhe vá acontecer?”, era inadequado para representar o fator: a variância do seu erro (sistemático e aleatório) foi igual a 1.00 ($\beta = -.05$, $R^2 = .00$). Isto apesar do modelo estar bem ajustado aos dados empíricos ($MV-SB\chi^2 = 71.56$, $gl = 35$; $RMSEA$ [IC 90%] = .06 [.04; .07]; $CFI = .98$; $SRMR = .08$).

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste da estrutura fatorial da ADG, após eliminar o item 6. O modelo revelou um bom ajustamento ($MV-SB\chi^2 = 56.22$, $gl = 27$; $RMSEA$ [IC 90%] = .06 [.04; .08]; $CFI = .99$; $SRMR = .07$), mas foram encontrados problemas na sua validade estrutural, nomeadamente na VME.

No que concerne à EAR, o ajustamento do seu modelo fatorial não era aceitável ($MV-SB\chi^2 = 236.70$, $gl = 35$; $RMSEA$ [IC 90%] = .13 [.11; .15]; $CFI = .92$; $SRMR = .12$), pelo que ele não foi substantivamente analisado.

Tabela 2. *Estrutura Fatorial do Afeto Depressivo Geral (ADG)*

Item	β	R^2
2. Afastou-se de muitas das suas atividades e interesses?	.35	.13
3. Sente que a sua vida é vazia?	.66	.44
4. Sente-se muitas vezes desinteressado(a)?	.60	.35
8. Sente-se muitas vezes abandonado(a)?	.81	.65
9. Prefere ficar em casa em vez de sair e fazer coisas novas?	.37	.14
10. Sente que tem mais problemas de memória do que a maior parte das pessoas?	.66	.44
12. Sente que não tem valor no estado em que agora se encontra?	.81	.65
14. Sente que não há esperança para a sua situação?	.64	.42
15. Acha que a maior parte das pessoas está melhor do que o Sr.(a)?	.63	.39
Variância Média Extraída	.40	
Fiabilidade Compósita	.85	

Nota. β = peso fatorial estandardizado ($p < .001$); R^2 (comunalidade) = $1 - \epsilon$ (variância do resíduo estandardizada).

A Tabela 3 apresenta os novos valores psicométricos e respetivas cargas fatoriais do ADG e da Autoestima após o emparcelamento aleatório dos itens. O emparcelamento dos restantes nove itens do fator ADG foi realizado de modo a seleccionar, em primeiro lugar, os itens 2, 3 e 12, depois os itens 4, 9 e 10, e, por fim, os itens 8, 14 e 15. O emparcelamento da EAR decorreu através da seleção aleatória dos itens 1, 4, 5 e 9, seguidos pelos itens 2, 3, e 7, e por último, os itens 6, 8 e 10. O modelo destes emparcelamentos foi bem ajustado ($MV-SB\chi^2 = 21.50$, $gl = 8$; $RMSEA$ [IC 90%] = .07 [.04, .12]; $CFI = .98$; $SRMR = .06$). Acresce que a validade discriminante (ϕ^2), entre ambos os fatores, revelou independência entre os mesmos (.12).

Relativamente ao teste dos modelos das Figuras 1 e 2, a Tabela 4 revela que, apesar de existir um bom ajustamento em ambos, o segundo é aquele que apresenta melhores índices, sendo este o modelo seleccionado para as análises subsequentes.

Tabela 3. *Modelo Oblíquo dos Fatores ADG e Autoestima com Emparcelamento de Itens: Dados Psicométricos*

Fator	Emparcelamento	β	R^2
ADG	Itens 2, 3, 12	.74	.54
	Itens 4, 9, 10	.70	.49
	Itens 8, 14, 1	.75	.56
	Variância Média Extraída	.54	
	Fiabilidade Compósita	.78	
Autoestima	Itens 1, 4, 5	.83	.70
	Itens 2, 3, 7	.62	.38
	Itens 6, 8, 10	.76	.58
	Variância Média Extraída	.56	
	Fiabilidade Compósita	.79	
ϕ ADG-Autoestima		-.34	

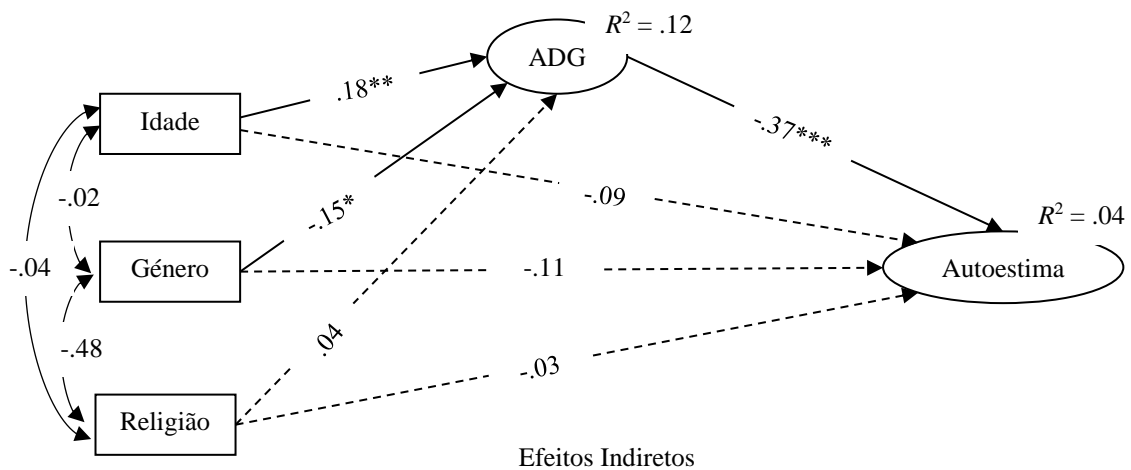
Nota. ADG = Afeto Depressivo Geral; β = peso fatorial estandardizado ($p < .001$); R^2 (comunalidade) = $1 - \varepsilon$ (variância do resíduo estandardizada); ϕ = correlação desatenuada.

Tabela 4. *Índices de ajustamento dos modelos testados após o emparcelamento de itens*

Modelo	MV-SB χ^2 (gl)	RMSEA [IC 90%]	CFI	SRMR
Figura 1	24.246 (20)	.025 [.00; .06]	.995	.049
Figura 2	22.363 (20)	.019 [.00; .05]	.997	.046

Nota. MV-SB χ^2 = qui-quadrado de Satorra-Bentler; gl = graus de liberdade; RMSEA = root mean square error of approximation; CFI = comparative fit index; SRMR = standardized root mean square residual.

A Figura 3 apresenta os valores substantivos para o teste do modelo selecionado. Apesar de o modelo estar bem ajustado (MV-SB $\chi^2 = 22.36$, $gl = 20$; RMSEA [IC 90%] = .02 [.00; .05]; CFI = 1.00; SRMR = .05), a religião não foi um bom preditor para as relações com o ADG e a autoestima e tal levou uma nova análise do modelo, excluindo este preditor (Figura 4).



Idade-ADG-Autoestima = $-.07^*$; Gén-ADG-Aut = $.06$; Religião-ADG-Autoestima = $-.01$

Figura 3. Teste do modelo da Figura 2: Resultados da solução não estandardizada. Género (1 = mulheres; 2 = homens); Idade (1 = 65-79 anos; 2 = 80 ou mais anos); Religião (1 = ateus, agnósticos e católicos não praticantes; 2 = católicos praticantes); ADG = Afeto Depressivo Geral.

$*p < .05$. $**p < .01$. $***p < .001$.

O modelo representado na Figura 4 estava bem ajustado ($MV-SB\chi^2 = 19.74$, $gl = 16$; $RMSEA$ [IC 90%] = $.03$ [$.00$; $.06$]; $CFI = 1.00$; $SRMR = .05$) e forneceu relações estatisticamente significativas na mediação do ADG para ambos os preditores idade e género. Salienta-se que as relações entre os preditores foram de fracas a moderadas, de acordo com os valores de referência de Cohen (1988), podendo, pois, afirmar-se que não existiram fenómenos de colinearidade.

Quanto à quantidade variância do ADG e da Autoestima bem capturada pelos preditores (R^2) obtiveram-se os mesmos resultados daqueles apresentados na Figura 3. De acordo com os valores de referência de Cohen (1988) para regressões multivariadas, a quantidade de variância do ADG bem capturada pelos preditores foi moderada ($R^2 = .12$) e a da Autoestima baixa ($R^2 = .04$).

No que diz respeito à substância dos efeitos diretos que compõem a mediação, o preditor idade indicou que os idosos na quarta idade obtiveram níveis de ADG mais elevados do que os na terceira. Relativamente ao efeito do género, constatou-se que as mulheres apresentaram níveis mais elevados de ADG do que os homens. O efeito do ADG

sobre a Autoestima indicou que menores níveis de ADG predizem maiores níveis de Autoestima.

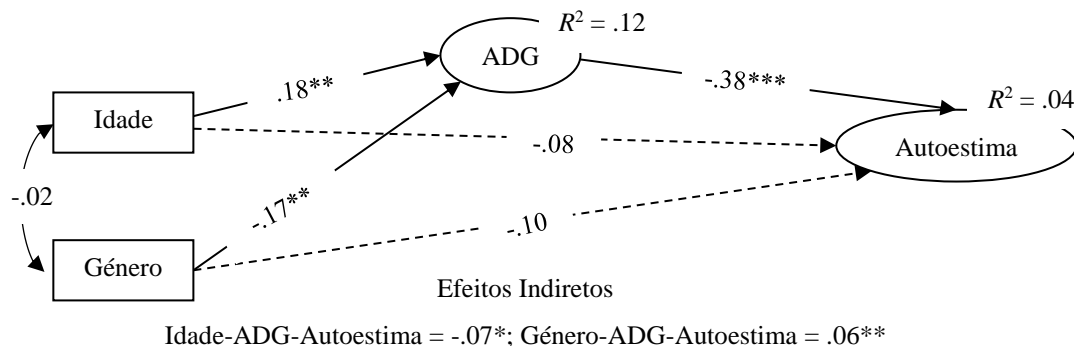


Figura 4. Teste do modelo da Figura 2 sem o preditor religião: Resultados da solução não estandardizada. Género (1 = mulheres; 2 = homens); Idade (1 = 65-79 anos; 2 = 80 ou mais anos); ADG = Afeto Depressivo Geral.

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

Por último, Os efeitos indiretos da idade sobre a Autoestima apontaram para a terceira idade com uma Autoestima mais elevada. Os do género indicaram que os homens apresentaram maiores níveis de Autoestima do que as mulheres. Entretanto, foi o ADG o que mais contribuiu para a magnitude dos efeitos indiretos.

Discussão

Este estudo teve como objetivo apreciar as relações entre a autoestima, depressão, e idade, género e religião do idoso, através dos modelos de mediação representados nas Figuras 1 e 2. A questão do estudo colocava em hipótese ser a autoestima a mediar as relações entre estas variáveis sociodemográficas e a depressão. Ao contrário do que se esperava, o estudo revelou que a depressão deveria ser tomada com mediadora dessas relações.

A operacionalização dos construtos passou pela utilização da EAR (Diniz, 2007a; Rosenberg, 1989) para a autoestima e da EDG-15 (Diniz, 2007b; Sheikh & Yesavage, 1986) para a depressão. Considerando a existência de dois fatores na estrutura da EDG-15, SV e ADG (Brown et al., 2007), utilizou-se, em particular este último, de maneira a avaliar a depressão com maior precisão.

Antes de se proceder à análise dos modelos de mediação, verificaram-se as condições psicométricas dos fatores que os integram (Anderson & Gerbing, 1988). Inicialmente surgiu uma ameaça à validade interna do estudo que se prendeu com o facto de os instrumentos acima referidos não estarem devidamente validados e adaptados para a população portuguesa. Deste modo, seria necessário, no mínimo, um *N* correspondente a 1600 casos para captar a estrutura latente do modelo, consoante uma potência estatística de 80% a um nível de significância de 95%, (Soper, 2017). Só na presença de tamanha amostra se poderia constatar heterogeneidade suficiente que permitisse ultrapassar os problemas relacionados com eventuais idiosincrasias amostrais na resposta aos itens de ambas as escalas, o que poderá justificar os problemas encontrados na validade estrutural enunciados em seguida.

No que diz respeito à validade estrutural do ADG, procedeu-se à eliminação do item 6 (“Tem medo que algo de mau lhe vá acontecer?”) por se tratar de um item que não se adequava ao fator medido. A estrutura fatorial da EDG-15 tem vindo a ser bastante debatida ao longo da investigação, pelo que Kim, DeCoster, Huang e Bryant (2012) consideraram a existência de uma sensibilidade face à mesma, consoante a cultura e a linguagem utilizada na redação dos itens. A redação deste item contempla duas palavras de conotação bastante negativa, o que poderá ter remetido os idosos para uma situação de catástrofe ou disforia, vivenciada de maneira intensamente negativa. Um estudo português (Apóstolo et al., 2014), cujo objetivo era contribuir para a validação da prova em Portugal, apresentou resultados em que o item 6 surgiu integrado num terceiro fator, relacionado com sintomas disfóricos, o que se poderá assemelhar ao resultado encontrado na presente investigação.

De forma menos grave que o item 6, os itens 2 (“Afastou-se de muitas das suas atividades e interesses?”) e 9 (“Prefere ficar em casa em vez de sair e fazer coisas novas?”) não foram bons representantes do ADG, o que pode ser explicado pelo facto de se tratar de itens que apelam à abulia como forma de medição da sintomatologia depressiva. A expressão da depressão pode variar consoante a população (Jang, Small & Haley, 2001), na medida em que os sujeitos podem preferir sair de casa ou ocuparem-se de tarefas como uma estratégia adaptativa perante o seu humor depressivo (Pinho, Custódio, Makdisse, & Carvalho, 2008). Este seria um aspeto relevante a explorar futuramente na população

portuguesa, mediante estudos de validação da escala, podendo requerer uma nova redação destes itens.

Uma vez mais, ressalva-se que os problemas ocorridos nestes itens do ADG remetem para a existência de um elevado erro na sua medição. Só apenas através da futura replicação do estudo com outras amostras se poderia observar tratar-se de erro sistemático ou aleatório.

Quanto à EAR, o seu modelo não se ajustou aos dados empíricos e tanto este problema, quanto, acresce, aqueles encontrados para o ADG, se terão devido à já mencionada reduzida dimensão da amostra utilizada neste estudo.

Procedeu-se, então, ao emparcelamento aleatório dos itens do ADG (excluindo o item 6) e do EAR como estratégia para contornar os problemas encontrados. Conforme o esperado (Bandalos, 2008; Little et al., 2002; Matsunaga, 2008), o emparcelamento beneficiou o ajustamento dos modelos e garantiu-lhes boas propriedades psicométricas.

Quanto à apreciação do ajustamento dos modelos das Figuras 1 e 2, o modelo com o ADG como mediador demonstrou maior adequabilidade no seu ajustamento (Hu & Bentler, 1998). Daí que os resultados vão menos ao encontro do modelo da vulnerabilidade do que do modelo *scar*, que contempla a experiência depressiva como tendo um efeito cicatrizante no funcionamento psicológico que, por sua vez, afeta a autoestima do sujeito (Orth et al., 2008; Shahar & Davidson, 2003). Note-se que os estudos realizados no âmbito da relação entre a depressão e autoestima apresentam fundamentação maioritariamente relacionada com o modelo da baixa autoestima enquanto vulnerabilidade perante o desenvolvimento de depressão. Porém, estes foram realizados com amostras de pré-adolescentes (Manna et al., 2016), adultos (Chui & Diehl, 2016; Orth et al., 2016; Orth et al., 2009; Steiger et al., 2016; Sowislo & Orth, 2013) ou de natureza clínica (Shahar & Davidson, 2003). Adita-se que Coleman et al. (1993) realizaram um estudo longitudinal e encontraram que a elevada autoestima é um fator de resiliência contra a depressão nos idosos. Todavia, os mesmos autores utilizaram instrumentos diferentes na medida da autoestima e da depressão e, como o seu objetivo não foi o de corroborar o modelo da vulnerabilidade na população idosa, não houve uma comparação dos seus resultados com o modelo *scar*. Assim, sendo, no caso do idoso, o modelo *scar* poderá ser mais explicativo da relação, especialmente pelos trajetos da autoestima ao longo da vida, que depois de se estabilizar na vida adulta, diminui durante

a velhice (Orth et al., 2012; Orth, et al., 2010), bem como da depressão, que aumenta progressivamente a partir dos 75 anos (Blazer et al., 1991; Luppá et al., 2012; Weyerer et al., 2013). Contudo, é desejável a replicação da comparação entre o modelo *scar* e o modelo da vulnerabilidade em outras amostras de idosos.

Neste modelo de mediação observou-se que o preditor religião não obteve resultados significativos. Tal poderá estar relacionado com a sua operacionalização, que foi executada através de um item de resposta dicotômica, e um dos seus níveis fundia diferentes tipologias de crença religiosa – ateu, agnóstico e católico não praticante. Isto, por um lado, seguindo a crença que a diferença seria a existência de prática religiosa, face à sua ausência (e.g., Baptista et al., 2006; Schieman et al., 2017). Por outro, este artefacto instrumental proveio do *n* reduzido de ateus e agnósticos na amostra, o que não aconselhava a tricotomização da variável em ateu/agnóstico, católico não praticante e católico praticante. Só replicando o estudo noutra amostra com um número de participantes equilibrado pelas três categorias se poderá melhor esclarecer as razões do ocorrido. Pode deduzir-se, então, que a operacionalização da religião não deve ser equiparada, em termos de precisão conceptual, às das restantes variáveis sociodemográficas abordadas no estudo. Acresce que poderia ter sido virtuosa a utilização de um instrumento especificamente concebido para avaliar a religiosidade enquanto construto em vez da religião enquanto variável observada (e.g., *Questionário da Força da Fé Religiosa de Santa Clara*; Amado & Diniz, 2017).

Ainda face à natureza da amostra, em que mais de metade dos participantes se caracterizaram como católicos praticantes, poderá existir uma necessidade de serem manifestadas determinadas posições morais através da resposta aos itens da escala da autoestima (Tafarodi & Ho, 2006). Uma forte crença católica pode representar, também, uma elevada autoestima, e tendo em conta que alguns dos aspetos explorados nos itens remetem para uma perspectiva denegridora do próprio, os mesmos poderão opor-se à doutrina católica, cujas ideias assentam em valores de autovalorização, para por Deus ser valorizado (Schieman et al., 2017). Por outro lado, a religião católica também tem valores associados à humildade e modéstia, pelo que os respondentes da escala da autoestima podem ter-se demonstrado relutantes na resposta aos itens que remetiam para a sua valorização, levando a avaliações subestimadas. Posto isto, e assumindo a escassez de evidência empírica deste tipo para a população idosa, torna-se pertinente a

operacionalização da religião através de um instrumento quando investigada conjuntamente com a autoestima.

Realizou-se, conseqüentemente, a análise de um novo modelo sem a religião, o que melhorou consideravelmente a significância das relações de predição entre o gênero e o ADG. O resultado do teste deste modelo está de acordo com a literatura, pelo que pertencer à quarta idade (e.g., Blazer et al., 1991; Weyerer et al., 2013) e, sobretudo, ser mulher (Yaka et al., 2014) foram preditores de maior ADG.

No que diz respeito à mediação em si, foram encontrados dois efeitos de mediação completa (Iacobucci et al., 2007), um para o preditor idade e outra para o gênero, o que permite inferir o ADG como tendo um papel relevante na mediação destas variáveis sociodemográficas com a Autoestima. Por outras palavras, o efeito das variáveis predictoras só foi significativo sobre a Autoestima, quando mediado pelo ADG, o que deve ser considerado na leitura das conclusões posteriormente comentadas.

Recorda-se que existiram diferenças nas habilitações literárias consoante o gênero, revelando uma percentagem superior de homens com frequência de níveis de ensino superiores ao primeiro ciclo. Culturalmente, as gerações entrevistadas podem retratar um passado no qual o papel masculino estaria associado a uma figura laboral que sustentava a família em termos monetários, necessitando estes, à partida, de mais habilitações literárias do que as mulheres. Além do qual, sabe-se que o homem adulto tende a valorizar-se em função da suas habilidades e capacidades percecionadas como únicas e que, por isso, tende a ter uma autoestima superior (Bleidorn et al., 2016; Josephs, Markus, & Tafarodi, 1992).

Os nossos resultados apontaram para os idosos do gênero masculino como tendo mais Autoestima, assim como o que foi encontrado na literatura referente ao idoso, que associa o crescente nível de educação à integração de um domínio que favorece a autoestima (Orth et al., 2010; Orth et al., 2015). Tal poderá relacionar-se, por analogia aos adultos, com um processo de autovalorização tendencialmente mais independente do meio e, portanto, proveniente das suas capacidades, neste caso, associadas à sua educação. Em suma, o grau de habilitações literárias parece ser importante a considerar na leitura destas diferenças de gênero na Autoestima (mediadas pelo ADG), pois para além de afetar a maneira como as pessoas olham para o mundo que as rodeia, também tem repercussões sobre a maneira na qual se valorizam.

Por outro lado, constatou-se que a Autoestima tende a decrescer da terceira para a quarta idade. Tal também se insere no que foi encontrado em investigação, pois o trajeto da autoestima tende a diminuir consoante o decorrer do envelhecimento (e.g., Orth et al., 2012; Orth et al., 2010). Contudo, tendo em conta que este se tratou de um estudo transversal, uma limitação a mencionar sobre a recolha dos dados decorre da sua colheita em dois momentos distintos, com um intervalo de quase dez anos. Em termos empíricos, para a realização de um estudo transversal, a recolha dos dados deve ser, de preferência, o menos prolongada possível. Neste caso, e especialmente por se tratar de uma amostra constituída por idosos, os resultados podem correr o risco de retratar duas gerações diferentes e, neste sentido, afetar a validade da medida dos construtos. Em alternativa, seria pertinente a realização de um estudo de natureza longitudinal, no qual se pudesse medir, efetivamente, a evolução dos níveis de autoestima e depressão ao longo da terceira e quarta idades.

Todavia, importa salientar que o efeito da idade e do género sobre a Autoestima só ocorreu mediado pelo ADG e os estudos mencionados neste trabalho trataram este problema através de relações diretas entre as variáveis. Ainda assim, os resultados agora encontrados tiveram sustentação na literatura. Contudo, mesmo o efeito de mediação apresentou uma magnitude fraca, o que significa que as relações idade-Autoestima e género-Autoestima poderão não ser observadas noutras amostras de idosos.

Em termos de validade externa, menciona-se que a amostra do estudo incluiu participantes residentes em diferentes localidades, de modo a abranger a área de Lisboa e do Alentejo, o que indica alguma heterogeneidade em termos geográficos e de tipologia de urbanização. Porém, não existiu uma seleção aleatória dos participantes, não se podendo considerar como representativa da população. Adita-se que a amostra foi comunitária e seria necessária a realização de mais investigação clínica sobre o problema, dado que, só na presença de um diagnóstico de depressão e mediante uma intervenção sobre esta, se poderia contribuir para a generalização dos resultados agora encontrados quanto à contrastação entre o modelo da vulnerabilidade e o modelo *scar* (Orth et al., 2008). Por estes motivos e pelo facto das magnitudes dos efeitos indiretos da idade e do género sobre a Autoestima não terem sido elevadas, acrescenta-se que a precisão preditiva dos resultados deve ser apreciada apenas de maneira interpolativa (Forster, 2002).

Contudo, não se pode excluir a relevância destes resultados para a população geral, na medida em que apontam para a importância de alguns sintomas depressivos (e.g., abulia, tristeza), comumente encontrados nos idosos. Como explicitado anteriormente, o idoso enfrenta este tipo de sintomatologia sob forma de síndrome, ainda que na ausência de um diagnóstico de perturbação (Blazer, 2003; Luppá et al., 2012).

Apesar das ameaças à validade interna das provas anteriormente mencionadas, os dados recolhidos com esta amostra poderão fornecer algum contributo para a validação da EDG-15 e da EAR para os idosos portugueses. Acrescenta-se que a técnica do emparcelamento dos itens permitiu ressaltar este problema, pois ao reduzir o número de variáveis observadas, permitiu que o N da amostra fosse superior a 200, dimensão mínima suficiente para captar a estrutura latente do modelo com uma potência estatística de 80% e um nível de significância de 95% (Soper, 2017).

Neste seguimento, importa apontar os demais cuidados a favor da validade interna deste estudo. Em primeiro lugar, tem-se que as provas foram aleatorizadas, para evitar enviesamentos associados a efeitos de *halo* durante a sua administração. Além disso, a recolha dos dados foi realizada sob formato de entrevista, o que numa amostra de idosos permite que todos os participantes usufruam de uma experiência semelhante e independente do nível de escolaridade destes (Diniz & Amado, 2014). Porém, a medição da autoestima mediante tarefas de autorrelato contempla uma tarefa facilmente afetada por efeitos de desajustabilidade social (Donnellan, Trzesniewski, & Robins, 2011; Tafarodi & Ho, 2006), e o sujeito idoso poderá ter transmitido uma imagem que não a sua, pelo que o formato da entrevista poderá constituir uma situação ainda mais inibidora e ansiógena.

Por fim, considera-se que a utilização de ferramentas estatísticas que tratam modelos de equações estruturais, como é o caso do *LISREL 8.80* (Jöreskog & Sörbom, 2006), tem a vantagem de se poder trabalhar com fatores (sem erro) em vez de variáveis observadas (com erro) e de com o LISREL se poder estimar relações com variáveis categoriais, calculando matrizes de correlações ou covariâncias policóricas e respetivas matrizes de covariância assintótica. Isto favorece as estimativas geradas sob condições de não-normalidade, de maneira a corrigir o erro-padrão de medida e os resultados do ajustamento de um modelo aos dados empíricos (Flora & Curran, 2004). Concretamente neste estudo, estas foram características relevantes a considerar, porque se tratou

essencialmente de uma análise comparativa de modelos, que requereu toda a atenção e cuidado sobre o tratamento estatístico, para uma melhor precisão dos resultados.

Referências

- Abdala, G. A., Kimura, M., Duarte, Y. A. O., Lebrão, M. L., & Santos, B. (2015). Religiosidade e qualidade de vida relacionada à saúde do idoso. *Revista de Saúde Pública*, *49*, 49-55. doi:10.1590/S0034-8910.2015049005416
- Aluja, A., Rolland, J., García, L. F., & Rossier, J. (2007). Dimensionality of the Rosenberg Self-Esteem Scale and its relationships with the three and the five-factor personality models. *Journal of Personality Assessment*, *88*, 1-4. doi:10.1080/00223890701268116
- Amado, N. (2008). *Sucesso no envelhecimento e histórias de vida em idosos socio-culturalmente muito e pouco diferenciados* (Dissertação de Doutorado). Universidade Nova de Lisboa e Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Lisboa. Retirado de <http://hdl.handle.net/10400.12/39>
- Amado, N., & Diniz, A. M. (2017). Strength of religious faith in the portuguese catholic elderly: Effects of aging, gender, education, and religious participation. *Archive for the Psychology of Religion*, *39*, 82-98. doi:10.1163/15736121-12341333
- Amorim, D. N. P., Silveira, C. M. L., Alves, V. P., Faleiros, V. P., Vilaça, K. H. C. (2017). Associação da religiosidade com a capacidade funcional em idosos: Uma revisão sistemática. *Revista Brasileira de Geriatria e Gerontologia*, *20*, 727-735. doi:10.1590/1981-22562017020.170088
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two step approach. *Psychological Bulletin*, *103*, 411-423. doi:10.1037/0033-2909.103.3.411
- Anusic, I., & Schimmack, U. (2016). Stability and change of personality traits, self-esteem, and well-being: Introducing the meta-analytic stability and change model of retest correlations. *Journal of Personality and Social Psychology*, *110*, 766-781. doi:10.1037/pspp0000066
- Apóstolo, J. L. A., Loureiro, L. M. J., Reis, I. A. C., Silva, I. A. L. L., Cardoso, D. F. B., & Sfetcu, R. (2014). Contribuição para a adaptação da Geriatric Depression Scale-15 para a língua portuguesa, *Revista de Enfermagem Referência*, *IV*, 65-73. doi:10.12707/RIV14033

- Baltes, P. B. (1997). On the incomplete architecture of human ontogeny: Selection, optimization, and compensation as foundation of developmental theory. *American Psychologist*, *52*, 366-380. doi:10.1037/0003-066X.52.4.366
- Baltes, P. B., & Mayer, K. U. (1999). What do we know about old age and aging? Conclusions from the Berlin Aging Study. In Meyer, K. U., Baltes, P. B., Baltes, M. M., Borchelt, M., Delius, J., Helmchen, H., ... Wagner, M. (Eds.), *The Berlin Aging Study: Aging from 70 to 100* (pp. 167-196). New York, NY: Cambridge University Press.
- Baltes, P. B., & Mayer, K. U. (1999). Psychiatric illnesses in old age. In Helmchen, H., Baltes, M. M., Geiselman, B., Kanowski, S., Linden, M., Reischies, F. M., ... Wilms, H. U. (Eds.), *The Berlin Aging Study: Aging from 70 to 100* (pp. 475-519). New York, NY: Cambridge University Press.
- Baltes, P. B., & Smith, J. (2003). New frontiers in the future of aging: From successful aging of the young old to the dilemmas of the fourth age. *Gerontology*, *49*, 123-135. doi:10.1159/000067946
- Bandalos, D. L. (2008). Is parceling really necessary? Comparison of results from item parceling and categorical variable methodology. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *15*, 211-240. doi:10.1080/10705510801922340
- Baptista, M. N., Morais, P. R., Rodrigues, T., & Silva, J. A. C. (2006). Correlação entre sintomatologia depressiva e prática de atividades sociais em idosos. *Avaliação Psicológica*, *5*(1), 77-85. Retirado de http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S167704712006000100009
- Bennet, S., & Thomas, A. J. (2014). Depression and dementia: Cause, consequence or coincidence?. *Maturitas*, *79*, 184-190. doi:10.1016/j.maturitas.2014.05.009
- Benson, P., & Spilka, B. (1973). God image as a function of self-esteem and locus of control. *Journal for the Scientific Study of Religion*, *12*, 297-310. doi:10.2307/1384430
- Blazer, D. G. (2003). Depression in late life: Review and commentary. *Journal of Gerontology*, *58A*, 249-265. doi:10.1093/gerona/58.3.M249

- Blazer, D., Burchett, B., Service, C., & George, L. K. (1991). The association of age and depression among the elderly: An epidemiologic exploration. *Journal of Gerontology, 46*, 210-215. doi:10.1093/geronj/46.6.M210
- Bleidorn, W., Arslan, R. C., Denissen, J. J. A., Rentfrow, P. J., Gebauer, J. E., Potter, J., & Gosling, S. D. (2016) Age and gender differences in self-esteem: A cross-cultural window. *Personality Processes and Individual Differences, 111*, 396-410. doi:10.1037/pspp0000078.supp
- Brown, P. J., Woods, C. M., Storandt, M. (2007). Model stability of the 15-item Geriatric Depression Scale across cognitive impairment and severe depression. *Psychology and Aging, 22*, 372-379. doi:10.1037/0882-7974.22.2.372
- Brown, L. M., & Schinka, J. A. (2005). Development and initial validation of a 15-item informant version of the Geriatric Depression Scale. *International Journal of Geriatric Psychiatry, 20*, 911-918. doi:10.1002/gps.1375
- Chui, H., Diehl, M. (2016). The link between physical symptoms and daily affect. *The Journal of Gerontopsychology and Geriatric Psychiatry, 29*, 189-200. doi:10.1024/1662-9647/a000157
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Coleman, P., Aubin, A., Robinson, M., Ivani-Chalian, C., & Briggs, R. (1993). Predictors of depressive symptoms and low self-esteem in a follow-up study of elderly people over 10 years. *International Journal of Geriatric Psychiatry, 8*, 343-349. doi:10.1002/gps.930080411
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods, 1*, 16-29. doi:10.1037/1082-989X.1.1.16
- Diniz, A. M. (2007a). *Escala de Auto-Estima de Rosenberg*. Instrumento não publicado.
- Diniz, A. M. (2007b). *Escala de Depressão Geriátrica: Versão Reduzida*. Instrumento não publicado.
- Diniz, A. M., & Amado, N. (2014). Procedures for successful data collection through psychological tests in the elderly. *Psicologia: Reflexão e Crítica, 27*, 491-497. doi:10.1590/1678-7153.201427309

- Donnellan, M. B., Trzesniewski K. H., & Robins, R. W. (2015) Measures of self-esteem. *Measures of Personality and Social Psychological Constructs*, 131-157. doi:10.1016/B978-0-12-386915-9.00006-1
- Donnellan, M.B., Trzesniewski, K. H., & Robins, R. W. (2013). Self-esteem: Enduring issues and controversies. *The Wiley-Blackwell Handbook of Individual Differences*, 718-746. doi:718-746. 10.1002/9781444343120
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9, 466-491. doi:10.1037/1082-989X.9.4.466
- Folstein, M. F., Folstein, S. E., & McHugh, P. R. (1975). Mini Mental State: A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, 12, 189-198. doi:10.1016/0022-3956(75)90026-6
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50. doi:10.2307/3151312
- Gana, K., Bailly, N., Saada, Y., Broc, G., & Alaphilippe, D. (2015). Relationship between self-esteem and depressive mood in old age: Results from a six-year longitudinal study. *Personality and Individual Differences*, 82, 169-174. doi:10.1016/j.paid.2015.03.021
- Gilleard, C., & Higgs, P. (2014). Studying dementia: The relevance of the fourth age. *Quality in Ageing and Older Adults*, 15, 241-243. doi:10.1108/QAOA-10-2014-0027
- Greenberger, E., Chen, C., Dmitrieva, J., & Farruggia, S. P. (2003). Item-wording and the dimensionality of the Rosenberg Self-Esteem Scale: do they matter?. *Personality and Individual Differences*, 35, 1241-1254. doi:10.1016/S0191-8869(02)00331-8
- He, W., Goodkind, D., & Kowal, P. (2016). *An aging world: 2015, international population reports*. Washington, DC: U.S. Government Publishing Office. Retrieved from <https://www.census.gov/content/dam/Census/library/publications/2016/demo/p95-16-1.pdf>
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparametrized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453. doi:10.1037//1082-989X.3.4.424

- Hyland, P., Boduszek, D., Dhingra, K., Shevlin, M., & Egan, A. (2014). A bifactor approach to modelling the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Personality and Individual Differences, 66*, 188-192. doi:10.1016/j.paid.2014.03.034
- Instituto Nacional de Estatística (2017). *Estatísticas Demográficas de 2016*. Lisboa: INE. Retirado de https://www.ine.pt/xportal/xmain?xpid=INE&xpgid=ine_publicacoes&PUBLICACOESpub_boui=277094583&PUBLICACOESmodo=2
- Iacobucci, D., Saldanha, N., & Deng, X. (2007). A mediation on mediation: Evidence that structural equations models perform better than regressions. *Journal of Consumer Psychology, 17*, 139-153. doi:10.1016/S1057-7408(07)70020-7
- James, W. (1892). *Psychology: The Briefer Course*. New York, NY: Henry Holt and Company. Retrieved from <https://ia802607.us.archive.org/22/items/psychologybriefe00willuoft/psychologybriefe00willuoft.pdf>
- Jang Y., Small, B., & Haley, W. (2001). Cross-cultural comparability of the Geriatric Depression Scale: Comparison between older Koreans and older Americans. *Aging Ment Health, 5*, 31-7. doi:10.1080/13607860020020618
- Josephs, R. A., Markus, H. R., & Tafarodi, R. W. (1992). Gender and Self-Esteem. *Journal of Personality and Social Psychology, 63*, 391-402. doi:10.1037/0022-3514.63.3.391
- Jöreskog, K. G. (2005). *Structural equation modeling with ordinal variables using LISREL*. Retrieved from <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *PRELIS 2: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.80 for Windows* [Computer software]. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kendler, K. S., & Gardner, C. O. (2014). Sex differences in the pathways to major depression: A study of opposite-sex twin pairs. *American Journal of Psychiatry, 171*, 426-435. doi:10.1176/appi.ajp.2013.13101375

- Kim, G., DeCoster, J., Huang, C., & Bryant, A. N. (2012). A meta-analysis of the factor structure of the Geriatric Depression Scale (GDS): The effects of language. *International Psychogeriatrics*, *25*, 71-81. doi:10.1017/S1041610212001421
- Kling, K. C., Hyde, J. S., Showers, C. J., & Buswell, B. N. (1999). Gender differences in self-esteem: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *125*, 470-500. doi:10.1037/0033-2909.125.4.470
- Kurlowicz, L. & Wallace, M. (1999) The Mini-Mental State Examination (MMSE). *Journal of Gerontological Nursing*, *25*, 8-9. doi:10.3928/0098-9134-19990501-08
- Lewinsohn, P. M., Steinmetz, J. L., Douglas, W. L., & Franklin, J. (1981). Depression-related cognitions: Antecedent or consequence?. *Journal of Abnormal Psychology*, *90*, 213-219. doi:10.1037/0021-843X.90.3.213
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, *9*, 151-173. doi:10.1207/S15328007SEM0902_1
- Luppa, M., Sikorski, C., Luck, T., Ehreke, L., Konnopka, A., Wiwse, B., ... Riedel-Heller, S. G. (2012). Age and gender specific prevalence of depression in latest life – Systematic review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, *136*, 212-221. doi:10.1016/j.jad.2010.11.033
- Mar, R. A., DeYoung, C. G., Higgins, D. M., & Peterson, J. B. (2006). Self-liking and self-competence separate self-evaluation from self-deception: Associations with personality, ability, and achievement. *Journal of Personality*, *74*, 1047-1078. doi:10.1111/j.1467-6494.2006.00402.x
- Magarça, R. (2018). *O bem-estar subjetivo mitiga a depressão dos idosos? Estudo com uma amostra comunitária* (Dissertação de Mestrado). Universidade de Évora, Évora.
- Marsh, H. W., Scalas, L. F., & Nagengast, B. (2010). Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: Traits, ephemeral artifacts, and stable response styles. *Psychological Assessment*, *22*, 366-381. doi:10.1037/a0019225

- Matsunaga, M. (2008). Item parceling in structural equation modeling: A primer. *Communication Methods and Measures*, 2, 260-293. doi:10.1080/19312450802458935
- Mckay, M. T., Boduszek, D., & Harvey, S. A. (2014) The Rosenberg Self-Esteem Scale: A bifactor answer to a two-factor question?. *Journal of Personality Assessment*, 96, 654-660. doi:10.1080/00223891.2014.923436
- Meagher, B. E., & Aidman, E. V. (2004). Individual differences in implicit and declared self-esteem as predictors of response to negative performance evaluation: Validating implicit association test as a measure of self-attitudes. *International Journal of Testing*, 4, 19-42. doi:10.1207/s15327574ijt0401_2
- Mehta M., Whyte, E., Lenze, E., Hardy, S., Roumani, Y., Subashan, P., ... Studenski, S. (2008). Depressive symptoms in late life: Associations with apathy, resilience and disability vary between young-old and old-old. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 23, 238-243. doi:10.1002/gps.1868
- Menéndez, M. A. (2007). Religiosidade e valores em Portugal: Comparação com a Espanha e a Europa católica. *Análise Social*, 27(184), 757-787. Retirado de <https://core.ac.uk/download/pdf/33109028.pdf>
- Metalsky, G. I., Joiner, T. E., Hardin, T. S., & Abramson, L. Y. (1993). Depressive reactions to failure in a naturalistic setting: A test of the hopelessness and self-esteem theories of depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 101-109. doi:10.1037//0021-843X.102.1.101
- Morgado, J., Rocha, C. S., Maruta, C., Guerreiro, M., & Martins, I. P. (2009). Novos valores normativos do Mini-Mental State Examination. *Sinapse*, 9(2), 10-16. Retirado de www.spneurologia.com/edition_download.php?id=55
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Orth, U., Maes, J., & Schmitt, M. (2015). Self-esteem development across the life span: A longitudinal study with a large sample from Germany. *Developmental Psychology*, 51, 248-259. <http://dx.doi.org/10.1037/a0038481>
- Orth, U., & Robins, R. W. (2014). The development of self-esteem. *Current Directions in Psychological Science*, 23, 381-387. doi:10.1177/0963721414547414

- Orth, U., Robins, R. W., Meier, L. L., & Conger, R. D. (2016). Refining the vulnerability model of low self-esteem and depression: Disentangling the effects of genuine self-esteem and narcissism. *Journal of Personality and Social Psychology, 110*, 139-149. doi:10.1037/pspp0000038
- Orth, U., Robins, R. W., Trzesniewski, K. H., Maes, J., & Schmitt, M. (2009). Low self-esteem is a risk factor for depressive symptoms from young adulthood to old age. *Journal of Abnormal Psychology, 118*, 472-478. doi:10.1037/a0015922
- Orth, U., Robins, R. W., & Widaman, K. F. (2012). Life-span development of self-esteem and its effects on important life outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology, 102*, 1271-1288. doi:10.1037/a0025558
- Orth, U., Trzesniewski, K. H., & Robins, R. W. (2010). Self-esteem development from young adulthood to old age: A cohort-sequential longitudinal study. *Personality Processes and Individual Differences, 98*, 645-658. doi:10.1037/a0018769
- Pinho, M. X., Custódio, O., Makdisse, M., & Carvalho, A. C. C. (2010). Confiabilidade e validade da Escala de Depressão Geriátrica em idosos com Doença Arterial Coronariana. *Arquivos Brasileiros de Cardiologia, 94*, 570-579. doi:10.1590/S0066-782X2010005000032
- Regan, C. O., Kearney, P. M., Savva, G. M., Cronin, H., & Kenny, R. A. (2013). Age and sex differences in prevalence and clinical correlates of depression: first results from the irish longitudinal study on ageing. *International Journal of Geriatric Psychiatry, 28*, 1280-1287. doi:10.1002/gps.3955
- Robins, R. W., Hendin, H. M., & Trzesniewski, K. H. (2001) Measuring global self-esteem: construct validation of a single-item measure and the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin, 27*, 151-161. doi:10.1177/0146167201272002
- Rosenberg, M. (1989). *Society and the adolescent self-image* (Rev. ed.). Middletown, CT: Wesleyan University Press.
- Salk, R. H., Hyde, J. S., & Abramson, L. Y. (2017). Gender differences in depression in representative national samples: Meta-analyses of diagnoses and symptoms. *Psychological Bulletin, 143*, 783-822. doi:10.1037/bul0000102
- Santana, I., Duro, D., Lemos, R., Costa, V., Pereira, M., Simões, M. R., & Freitas, S. (2016). Mini-Mental State Examination: Avaliação dos novos dados normativos

- no rastreio e diagnóstico de déficit cognitivo. *Revista Científica da Ordem dos Médicos*, 29, 240-248. doi:10.20344/amp.6889
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye, & C.C. Clogg (Eds.), *Latent variable analysis* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Schieman, S., Bierman, A., Upenieks, L., Ellison, C. G. (2017). Love thy self? How belief in a supportive god shapes self-esteem. *Review of Religious Research*, 59, 293-318. doi:10.1007/s13644-017-0292-7
- Shahar, G., & Davidson, L. (2003). Depressive symptoms erode self-esteem in severe mental illness: A three wave, cross-lagged study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71, 890-900. doi:10.1037/0022-006X.71.5.890
- Shaw, B. A., Liang, J., & Krause, N. (2010). Age and race differences in the trajectories of self-esteem. *Psychological Aging*, 25, 84-94. doi:10.1037/a0018242
- Sheikh, J. I., & Yesavage, J. A. (1986). Geriatric Depression Scale (GDS): Recent evidence and development of a shorter version. *Clinical Gerontologist*, 5, 165-173. doi:10.1300/J018v05n01_09
- Smith, J. (2000). The Fourth Age: A Period of Psychological Mortality? In Max Planck Forum: Biomolecular aspects of aging: The social and ethical implications. Retrieved from https://www.demogr.mpg.de/Papers/workshops/010730_paper01.pdf
- Snowden, M. B., Atkins, D. C., Steinman, L. E., Bell, J. F., Bryant, L. L., Copeland, C., & Fitzpatrick, A. L. (2015). Longitudinal association of dementia and depression. *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 23, 897-905. doi:10.1016/j.jagp.2014.09.002
- Soper, D. S. (2017). A-priori sample size calculator for structural equation models [Software]. Available from <http://www.danielsoper.com/statcalc>
- Sowislo, J. F., & Orth, U. (2013). Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 139, 213-240. doi:10.1037/a0028931
- Steiger, A. E., Allemand, M., Robins, R. W., & Fend, H. A. (2014). Low and decreasing self-esteem during adolescence predict adult depression two decades later.

- Journal of Personality and Social Psychology*, 106, 325-338.
doi:10.1037/a0035133
- Swann, W. B. Jr., Chang-Schneider, C., & McClarty, K. L. (2007). Do people's self-views matter?. *American Psychologist*, 62, 84-94. doi:10.1037/0003-066X.62.2.84
- Tafarodi, R. W., & Ho, C. (2006). Implicit and explicit self-esteem: What are we measuring?. *Canadian Psychology*, 47, 195-202. doi:10.1037/cp2006009
- Tafarodi, R., Lang, J., & Smith, A. (1999). Self-esteem and the cultural trade-off: evidence for the role of individualism-collectivism. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 30, 620-640. doi:10.1177/0022022199030005004
- Tafarodi, R. W., & Swann Jr. W. B. (1995) Self-liking and self-competence as dimensions of global self-esteem: Initial validation of a measure. *Journal of Personality Assessment*, 65, 322-342. doi:10.1207/s15327752jpa6502_8
- Tafarodi, R. W., & Milne, A. B. (2002). Decomposing global self-esteem. *Journal of Personality*, 70, 443-484. doi:10.1111/1467-6494.05017
- Tafarodi, R. W., & Swann Jr. W. B. (2001). Two-dimensional self-esteem: theory and measurement. *Personality and Individual Differences*, 31, 653-673. doi:10.1016/S0191-8869(00)00169-0
- Trzesniewski, K. H., Donnellan, M. B., & Robins, R. W. (2003). Stability of self-esteem across the life span. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 205-220. doi:10.1037/0022-3514.84.1.205
- Tumas, V., Rodrigues, G. G. R., Farias, T. L. A., Crippa, J. A. S. (2008). The accuracy of diagnosis of major depression in patients with Parkinson's disease. *Arquivos de Neuro-Psiquiatria*, 66, 152-156. doi:10.1590/S0004-282X2008000200002
- Twenge, J. M., Campbell, W. K. (2001). Age and birth cohort differences in self-esteem: A cross-temporal meta-analysis. *Personality and Social Psychology Review*, 5, 321-344. doi:10.1207/S15327957PSPR0504_3
- Vickery, C. D., Sherer, M., Evans, C. C., Gontkovsky, S. T., & Lee, J. E. (2008). The relationship between self-esteem and functional outcome in the acute stroke-rehabilitation setting. *Rehabilitation Psychology*, 53, 101-109. doi:10.1037/0090-5550.53.1.101

- Wagner, J., Gerstorf, D., Hoppmann, C., & Luszcz, M. A. (2013) The nature and correlates of self-esteem trajectories in late life. *Journal of Personality and Social Psychology, 105*, 139-153. doi:10.1037/a0032279
- Weyerer, S., Eifflaender-Gorfer, S., Wiese, B., Luppa, M., Pentzek, H. B., Bachmann, C.,... Riedel-Heller, S. G. (2013). Incidence and predictors of depression in non-demented primary care attenders aged 75 years and older: Results from a 3-year follow-up study. *Age and Ageing, 42*, 173-180. doi:10.1093/ageing/afs184
- World Health Organization (1999). *Health21: The health for all policy framework for the WHO European Region* (European Health for All Series, No. 6). Copenhagen: WHO Regional Office for Europe. Retrieved from http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0010/98398/wa540ga199heeng.pdf?ua=1
- World Health Organization (2017). *Depression and other common mental disorders: Global Estimates Depression and other Common Mental Disorders. Global Health Estimates*. Geneva: WHO Document Production Services. Retrieved from http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/254610/1/WHO-MSD-MER-2017.2-eng.pdf?utm_source=WHO+List&utm_campaign=d538ec500c-EMAIL_CAMPAIGN_2016_12_14&utm_medium=email&utm_term=0_823e9e35c1-d538ec500c-&utm_source=WHO+List&utm_campaign=d538ec500c-EMAIL_CAMPAIGN_2016_12_14&utm_medium=email&utm_term=0_823e9e35c1-d538ec500c-260570285
- Yaka, E., Keskinoglu, P., Ucku, R., Yener, G. G., & Tunca, Z. (2014). Prevalence and risk factors of depression among community dwelling elderly. *Archives of Gerontology and Geriatrics, 59*, 150-154. doi:10.1016/j.archger.2014.03.014
- Zeiders, K. H., Umaña-Taylor, A. J., & Derlan, C. L. (2013). Trajectories of depressive symptoms and self-esteem in latino youths: Examining the role of gender and perceived discrimination. *Developmental Psychology, 49*, 951-963. doi:10.1037/a0028866