



Universidade de Évora - Escola de Ciências Sociais

Mestrado em Psicologia

Área de especialização | Psicologia Clínica

Trabalho de Projeto

Estudos sobre as versões reduzidas da Geriatric Depression Scale

Mariana Raquel Farinha da Encarnação

Orientador(es) | António Moreira Diniz

Évora 2022



Universidade de Évora - Escola de Ciências Sociais

Mestrado em Psicologia

Área de especialização | Psicologia Clínica

Trabalho de Projeto

Estudos sobre as versões reduzidas da Geriatric Depression Scale

Mariana Raquel Farinha da Encarnação

Orientador(es) | António Moreira Diniz

Évora 2022



O trabalho de projeto foi objeto de apreciação e discussão pública pelo seguinte júri nomeado pelo Diretor da Escola de Ciências Sociais:

Presidente | Maria Luísa Grácio (Universidade de Évora)

Vogais | Anabela Maria Sousa Pereira (Universidade de Évora) (Arguente)
António Moreira Diniz (Universidade de Évora) (Orientador)

Agradecimentos

Ao Professor Doutor António Diniz que, com o seu sentido de humor, orientou com rigor e uma atenção ao detalhe microscópica durante mais de um ano em reuniões de zoom. Encarna o verdadeiro sentido da palavra orientador.

Aos adultos mais velhos, com quem tive o prazer de falar e que tão atenciosamente se disponibilizaram para me ajudarem nesta dissertação, bem como as instituições e centros de dia que facilitaram a recolha dos dados.

À minha Avó e ao meu Avô, que são o meu exemplo de resiliência e a minha maior fonte de inspiração. O vosso carinho sempre presente auxilia-me face a qualquer obstáculo. Serão sempre as flores que me iluminam o jardim.

Aos meus pais, pelas palavras de incentivo que disponibilizaram sempre que precisei. Por serem a voz da razão, acreditarem em mim e me darem forças para continuar o meu percurso, seja ele qual for. Estarei eternamente grata por todo o amor que depositaram em mim. Ao meu irmão Nuno, que nunca falha em fazer-me rir e tornar os meus dias mais alegres. Obrigada por seres assim, tal como és. Aos demais familiares, obrigada pelo apoio que conferiram através das vossas palavras simpáticas.

À Daniela e à Beatriz, as minhas conselheiras de sempre. Ir para Évora valeu a pena só para vos conhecer. Apesar de distantes geograficamente, estão sempre comigo. Que façam sempre parte da minha jornada assim como eu da vossa.

À Lau por saberes sempre o que dizer. Pelas palavras meigas e carinhosas que tão facilmente me trazem novas perspetivas.

À Jéssica pelo companheirismo, partilha de conhecimentos, risos e recomendações de leitura nesta jornada que foi a dissertação.

Ao meu Gonçalo a quem não tenho palavras suficientes para agradecer tudo. Por me teres transmitido força sempre que me sentia fraca, por me fazeres rir quando me sentia triste e por me lebares a conhecer novos horizontes quando me sentia perdida. Agradeço-te o genuíno amor e alegria contagiante, sentidos diariamente.

Estudos sobre as versões reduzidas da Geriatric Depression Scale

Resumo

Foram realizados dois estudos de validação de uma versão portuguesa da *GDS-15* e das suas versões reduzidas de 10, 5 e 4 itens. Testaram-se estruturas fatoriais alternativas da *GDS-15* através da Análise Fatorial Confirmatória, examinando as suas propriedades psicométricas. Isto, com 1,432 adultos mais velhos comunitários sem compromisso cognitivo. Posteriormente, com a melhor versão da prova, a bifatorial hierárquica de 10 itens, com a Depressão a subsumir Afeto Depressivo Geral e Satisfação com a Vida, testou-se um modelo *MIMIC* contemplando preditores sociodemográficos da Depressão. Apresentaram-se percentis com o somatório dos 10 itens para adultos na terceira idade e na quarta idade com e sem parceiro. Posteriormente compararam-se versões de 10, 5 e 4 itens, e a de 4 itens foi a melhor. A utilização dos pontos de corte encontrados para os 10 itens conjuntamente com os resultados destes quatro torna mais preciso o rastreio de depressão em adultos mais velhos.

Palavras-chave: idade, estado civil, depressão, dados normativos, equações estruturais

Studies on the short versions of the Geriatric Depression Scale

Abstract

Two validation studies were performed on a Portuguese version of the GDS-15 and its short versions of 10, 5, and 4 items with a sample of 1,432 community-dwelling older adults without cognitive impairment. The testing of alternative factor structures of the GDS-15 through Confirmatory Factor Analysis and its psychometric properties resulted in a hierarchical bifactorial structure of 10 items, with the Depression factor subsuming the General Depressive Affect and Life Satisfaction factors. With this structure was tested a MIMIC model contemplating sociodemographic predictors of depression, and percentiles from the sum of the 10 items for married and single older adults in the third and fourth age. Subsequently, comparing the 10, 5, and 4-items versions, the 4-items version was the best. The use of cutoff points for the ten items, jointly with the indicated four items, makes screening for depression in the older adults more accurate.

Keywords: age, marital status, depression, normative data, structural equations

Índice

1. Enquadramento Teórico	1
1.1. Envelhecimento	1
1.2. Depressão nos Adultos Mais Velhos	2
1.3. <i>Geriatric Depression Scale (GDS)</i>	5
1.3.2. <i>Estrutura Fatorial da Geriatric Depression Scale-15 (GDS-15)</i>	7
1.3.3. <i>Versões reduzidas da GDS-15</i>	10
Formulação do problema de investigação	14
2. Estudo 1: Validação da Estrutura Fatorial da Escala de Depressão Geriátrica-15 (EDG-15)	15
2.1. Método	15
2.1.1. <i>Participantes</i>	15
2.1.2. <i>Materiais</i>	16
2.1.3. <i>Procedimento de Recolha de Dados</i>	17
2.1.4. <i>Procedimento de Análise de Dados</i>	18
2.2. Resultados	19
2.3. Discussão	24
3. Estudo 2: Preditores Sociodemográficos de Depressão	28
3.1. Método	28
3.1.1. <i>Participantes</i>	28
3.1.2. <i>Materiais</i>	28
3.1.3. <i>Procedimento da Recolha de Dados</i>	28
3.1.4. <i>Procedimento da Análise de Dados</i>	28
3.2. Resultados	29
3.3. Discussão	34
4. Estudo 3: Versões Reduzidas da EDG-15	38
4.1. Método	38
4.1.1. <i>Participantes</i>	38
4.1.2. <i>Materiais</i>	38
4.1.3. <i>Procedimento da Recolha de Dados</i>	39
4.1.4. <i>Procedimento da Análise de Dados</i>	39
4.2. Resultados	39
4.3. Discussão	42

5. Conclusão	43
Referências	49

Índice de Tabelas

Tabela 1. Revisão de Estudos Sobre a Estrutura Fatorial da <i>Geriatric Depression Scale-15 (GDS-15)</i>	8
Tabela 2. Revisão de Estudos Conducentes à Criação das Versões Reduzidas da <i>GDS-15</i>	11
Tabela 3. Caracterização Sociodemográfica da Amostra	15
Tabela 4. Resultados dos Índices de Ajustamento da Escala de Depressão Geriátrica-15 (EDG-15)	20
Tabela 5. Estrutura Fatorial do Modelo de Brown et al. (2007) na EDG-15	21
Tabela 6. Estrutura Fatorial do Modelo Brown na Escala de Depressão Geriátrica-10 (EDG-10)	22
Tabela 7. Estrutura Fatorial do Modelo de Bifatorial Hierárquico da EDG-10	23
Tabela 8. Distribuição Percentílica das Pontuações da EDG-10	24
Tabela 9. Distribuição Percentílica das Pontuações da EDG10 Segundo Idade e Estado Civil	33
Tabela 10. Distribuição Percentílica das Pontuações da EDG-10 Segundo o Estado Civil Pela Idade	34
Tabela 11. Resultados dos Índices de Ajustamento das EDG-10	39
Tabela 12. Estrutura Fatorial EDG-10 de Zhang et al. (2022)	39
Tabela 13. Resultados dos Índices de Ajustamento das EDG-5 e EDG-4	40
Tabela 14. Estrutura Fatorial da EDG-4 de Iglesia et al. (2005)	41

1. Enquadramento Teórico

1.1. Envelhecimento

O envelhecimento da população tem sido uma realidade apontada como presente ao nível mundial (*World Health Organization [WHO], 2022*), assim como ao nível nacional, pelo que a PORDATA (2022) reportou um índice de envelhecimento de 182, indicando que existem 182 adultos mais velhos por cada 100 jovens. Comparativamente à última década, este valor aumentou de forma significativa, tendo em 2011 sido registado um índice de envelhecimento de 127. Complementarmente, a esperança média de vida cresceu, aumentou cerca de 1,77 anos na passada década, atingindo os 81,06 anos em 2021 (Instituto Nacional de Estatística [INE], 2021).

Para além destes dados estatísticos revelarem que “nunca, na história da humanidade, tantos viveram tanto tempo” (Amado, 2008, p.1), também revelam a urgência de compreender um mundo cada vez mais envelhecido e que tipo de considerações se devem tomar para acompanhar os desafios e necessidades da população de adultos mais velhos.

O envelhecimento para além de normativo, pode ser considerado saudável (Rowe & Kahn, 1987), uma vez que poderão existir ganhos na evolução deste processo (Baltes & Smith, 2003). Contudo, de acordo com Papalia e Feldman (2012/2013), o envelhecimento acarreta dificuldades que se inserem no âmbito físico e orgânico (e.g., ritmo do coração lentificado, diminuição ou perda de funções sensoriais e motoras), e psicossocial (e.g., reforma, perdas de pares e familiares).

A literatura tem então diferenciado dois grupos de adultos mais velhos. São estes os da terceira e quarta idade (Neugarten, 1974), que estão em constante alteração, dado que são expressões fenotípicas dependentes de fatores como o contexto cultural e histórico (Baltes & Smith, 2003). Esta distinção entre os dois grupos pode ser feita a partir de dois critérios diferentes, mas complementares: o critério com base na população e critério baseado na pessoa.

Com o critério que se baseia nas características individuais estima-se a transição a partir da duração máxima do ciclo de vida do sujeito. Isto é, considerando que as evidências científicas apontam para um período de vida máximo de 80 a 120 anos, calcula-se uma transição individual que se poderá situar nos 60 anos para certos indivíduos, e nos 90 anos para outros (Baltes & Smith, 2003).

O critério populacional remete para a transição da terceira para a quarta idade no momento em que 50% dos coortes já não se encontram vivos. Nos países desenvolvidos, isto coloca a transição da terceira para a quarta idade entre os 75 e 80 anos. No entanto, feita a exclusão dos indivíduos que faleceram mais cedo, a transição dá-se quando 50% dos sujeitos com 50 a 60 anos faleceram (Baltes & Smith, 2003). Assim, este critério aumenta a idade da transição, colocando o início da quarta idade nos 80 a 85 anos. De acordo com esta perspetiva e, considerando as características socioculturais dos portugueses (e.g., baixo nível de escolaridade), alguns autores (e.g., Amado, 2008) situam a transição da terceira para a quarta idade nos 80 anos. Acresce, que os peritos da *WHO* (2022) também situam a terceira idade a partir dos 65 anos até aos 79, tendo a quarta idade início nos 80 anos.

Estabelecida a distinção entre terceira e quarta idade, resta sublinhar que existem diferentes considerações quanto aos adultos mais velhos pertencentes aos dois grupos. Enquanto na terceira idade o envelhecimento é perspetivado de forma positiva, tendo potenciais ganhos, um estilo de vida mais independente e elevados níveis de bem-estar (Baltes & Smith, 2003), a quarta idade é maioritariamente definida a partir das dificuldades e declínios presentes (Baltes & Smith, 2003; Higgs & Gilleard, 2015; Vicent, 2003), por exemplo, pelas dificuldades motoras e perda de relações significativas.

1.2. Depressão nos Adultos Mais Velhos

Embora o desenvolvimento normativo dos adultos mais velhos não seja indissociável de declínios universais e de desenvolvimento de sintomas ou perturbações psiquiátricas, há que considerar o impacto das perdas e dificuldades presentes na terceira e quarta idade, no seu funcionamento psicológico (Blazer & Hybels, 2005). A *WHO* (2021) refere que a depressão caracteriza-se como a maior responsável, a nível de perturbações nosológicas, de incapacidade psicossocial e inatividade produtiva. Já em Portugal, o Centro de Investigação em Tecnologias e Serviços de Saúde (Agência Lusa, 2021) relata que um em cada quatro portugueses com idade superior a 65 anos possuem sintomatologia depressiva ligeira ou grave.

A depressão é uma perturbação do foro afetivo, que surge do entrecruzamento de elementos predisponentes e precipitantes, marcada por uma alteração na regulação do humor. É caracterizada pela presença de sintomas como o humor depressivo, anedonia, pessimismo e sintomas somáticos (e.g., fadiga), diminuição das capacidades cognitivas,

isolamento, alterações do sono e de apetite, causando dificuldades clinicamente significativas no funcionamento laboral, social ou pessoal (*American Psychiatric Association*, 2013). Nos adultos mais velhos, a expressão sintomatológica das perturbações depressivas é caracterizada principalmente por alterações cognitivas, sintomas somáticos e perda de interesse (Fiske et al., 2009). No entanto, sintomatologia como queixas somáticas, que se constituem como elementos-chave no diagnóstico da depressão noutras idades, são sintomas com elevada prevalência na população de adultos mais velhos não-depressiva devido às particularidades causadas pelo envelhecimento (Gonçalves et al., 2009).

Dada a frequente prevalência de outras condições físicas e psiquiátricas na terceira e quarta idade, a depressão é muitas vezes comórbida nos adultos mais velhos, podendo ser responsável pelo surgimento de outras doenças ou desenvolver-se a partir de doenças pré-existentes (Blazer, 2000). Os especialistas, poderão não priorizar a sintomatologia depressiva em detrimento de outras condições que se apresentam como mais urgentes, pelo que também os pacientes mais velhos tendem a focar-se nas suas dificuldades cognitivas e somáticas, inadvertidamente desvalorizando o seu desequilíbrio (*distress*) psicológico (Elisson et al., 2009). Ao mesmo tempo, a identificação dos sintomas da depressão depende do autorrelato do paciente o que, por sua vez, implica o raciocínio crítico sobre as experiências depressivas, algo que poderá estar deteriorado no contexto da depressão ou de disfunção cognitiva na população de adultos mais velhos (Lawrence et al. 2009).

No entanto, o desenvolvimento de perturbações depressivas nos adultos mais velhos aumenta consideravelmente o risco de suicídio e de outro tipo de causas de mortalidade, uma vez que elas estão associadas ao aceleração do envelhecimento, diminuindo o funcionamento físico e cognitivo e dificultando a adesão à medicação, pelo que também muitas vezes prejudica a rede de suporte social do adulto mais velho, causando isolamento (Aziz & Stephen, 2013; Papalia & Feldman, 2013).

Apesar de conhecidos os fatores de risco associados ao desenvolvimento de sintomas depressivos e/ou depressão, os adultos mais velhos são muitas vezes subdiagnosticados e não tratados para a depressão (Faisal-Cury et al., 2022). A literatura, (Baltes & Smith, 2003; Skoog et al., 2011) e evidências empíricas (Horackova et al., 2019; Li et al., 2016; Luppá et al., 2012; Mandolika et al 2017; Mohan et al., 2017;

Sjöberg et al., 2017; Weyerer et al., 2013), apontam para a vulnerabilidade dos adultos da quarta idade no desenvolvimento de sintomatologia e perturbações depressivas. Tem sido sugerido que o aumento da prevalência da depressão com a idade poderá estar associado às condições adversas que vão surgindo no envelhecimento, como o declínio da função física e cognitiva, a elevada incidência de outros problemas de saúde e estatuto socioeconómico mais baixo (Blazer, 2003; Sachs-Ericsson & Blazer, 2012). No entanto, esta associação não tem sido consecutivamente corroborada (Djernes, 2006; Frade et al., 2015; Kumar et al., 2021).

Baixos níveis de escolaridade têm também sido associados a maior risco de depressão (Aziz & Stephens, 2013; Fernandes et al., 2020; Li & Shou, 2021; Li et al., 2015; Chan-Quan et al., 2010), contudo, ainda é pouco claro o motivo desta relação. Carmel (2019) descreveu a escolaridade como um recurso essencial para a saúde e bem-estar, estando associada a melhores estatutos socioeconómicos bem como ao desenvolvimento de estratégias adaptativas para lidar com adversidades, sendo que pessoas com menor escolaridade estarão mais vulneráveis ao desenvolvimento de sintomatologia depressiva.

Existem diferenças significativas consoante o género, uma vez que as evidências empíricas (Aziz & Stephens, 2013; Bae, 2020; Carmel, 2019; Fernandes et al., 2020; Girgus et al., 2017; Kuehner et al., 2016; Mandolikar et al., 2017) apontam para uma maior prevalência e vulnerabilidade no sexo feminino para o desenvolvimento de sintomas de depressão. Carmel (2019) explicou que, embora a incidência de doenças com maior mortalidade seja elevada nos homens, as mulheres tendem a viver mais anos e com condições crónicas não mortais. Ao mesmo tempo, a autora indicou que diferenças biológicas (e.g., mudanças hormonais) e desvantagens sociais, estão diretamente relacionadas a níveis mais baixos de bem-estar subjetivo, e maior número de sintomas depressivos. Porém nem todas as investigações têm concluído que o género é preditor da depressão nos adultos mais velhos (e.g., Frade et al., 2015; Sjoberg et al., 2017). Girgus et al. (2017), na sua revisão de literatura, apontaram como limitação à maioria dos estudos que investigam as diferenças de género nos adultos mais velhos, o facto de não estratificarem as suas amostras por idade. Os autores defenderam que participantes de 60 e 80 anos se encontram em diferentes fases de vida, com muitas diferenças entre eles, sendo que poderão existir outras variáveis, com maior peso sobre as diferenças na

depressão nesta população (e.g., estado civil) e o género pode não ser um preditor adequado a ambos grupo de terceira e quarta idade.

Viver só é uma variável que, em associação ao desenvolvimento de sintomatologia depressiva, tem apresentado resultados contraditórios. Dean et al. (1992), foram dos primeiros autores que indicaram que viver só tem um efeito direto e independente de outras variáveis sobre a sintomatologia depressiva. Embora certas investigações corroborem estes resultados (e.g., Bae, 2020), outras não (Sousa et al., 2017; Weyerer et al., 2013). Por outro lado, outros estudos (e.g., Chou et al., 2006; Stahl et al., 2016) explicaram que viver só, embora seja associado a maior sintomatologia depressiva, é mediado por outras variáveis (e.g., suporte social).

Acresce que a literatura destaca o estado civil como potencial preditor do desenvolvimento de sintomatologia depressiva (Djernes, 2006; Frade et al., 2015; Sjöberg et al., 2017;). A metanálise de Yan et al. (2011) demonstrou que adultos mais velhos sem parceiro são considerados mais vulneráveis para a depressão, mas os viúvos são os que se encontram em maior risco.

Destaca-se ainda que o estado civil e viver só encontram-se interligados na literatura. Os adultos mais velhos sem parceiro (solteiros, viúvos e divorciados/separados) mais provavelmente residem só que os adultos mais velhos que se encontram numa relação (Reher & Requena, 2018). No entanto, Alwin et al. (1985) consideraram que analisar as consequências de se viver sozinho ou acompanhado descontextualizadas das variáveis que se encontram intimamente vinculadas a esta variável é uma tarefa complexa, uma vez que tanto o género, como o estado civil, o estado desenvolvimental e a idade determinam a situação de partilha de habitação. Para além disso, existem outras variáveis que se relacionam simultaneamente com o estado civil e com o viver só ou não, tal como a perceção do suporte emocional (Daely et al., 2022; Chan et al., 2020; Moeini et al., 2018; Yan et al., 2011).

1.3. *Geriatric Depression Scale (GDS)*

A *Geriatric Depression Scale (GDS)* (Yesavage et al., 1983) é um instrumento de avaliação de sintomas depressivos na população de adultos mais velhos em diversos contextos. O estudo de Yesavage et al. (1983), para a construção da escala de 30 itens, passou por duas fases. Na primeira foram criadas 100 perguntas referentes a sete tipos de manifestações de depressão comumente presentes na população de adultos mais velhos:

queixas somáticas, queixas cognitivas, humor geral, perdas, autoestima, motivação, agitação, traços obsessivos, e orientação para passado ou futuro. As questões foram aplicadas a 47 adultos mais velhos com e sem depressão, sendo selecionados os 30 itens com maior correlação com o valor total da escala de 100 itens. Na segunda fase validaram-se os 30 itens escolhidos para a *GDS* com dois grupos de adultos mais velhos com ($n = 60$) e sem ($n = 40$) depressão. Utilizando *Research Diagnostic Criteria (RDC)* para diagnóstico de Perturbação Depressiva Major, os autores dividiram os participantes de acordo com a severidade dos seus sintomas. Assim, foram construídos dois grupos de adultos mais velhos deprimidos: um com 26 participantes com sintomatologia depressiva leve, com uma média de 3.4 sintomas de acordo com *RDC*, e um outro com 34 participantes com sintomatologia depressiva grave e uma média de 5.9 sintomas de acordo com *RDC*. A *GDS* obteve bons resultados a nível da consistência interna, com um valor de .56 para a correlação mediana dos itens da *GDS* com o total da escala com correção dos itens; .36 para a correlação inter-itens; e .94 para o alfa de Cronbach. A validade da prova foi comprovada com testes-*t* entre cada par de pontuações médias dos grupos de adultos mais velhos (sintomas leves, graves, e sem sintomas), sendo que os que foram classificados como não-deprimidos obtiveram médias significativamente mais baixas do que os deprimidos, e os adultos mais velhos com sintomatologia leve pontuaram mais baixo do que aqueles com sintomatologia grave.

A prova resultante deste processo tem como vantagens a simplicidade de resposta (sim/não), autoaplicação ou aplicação por um entrevistador treinado, perguntas de fácil compreensão, facilidade de administração e economia de tempo. Os autores alertaram para o facto de o uso singular do instrumento não permitir a realização de um diagnóstico, pois, tendo em conta a subjetividade das vivências depressivas, o uso da escala deverá ser seguido por uma entrevista clínica ou por uma medida da depressão endógena como a *Hamilton Depression Rating Scale (HDRS; Hamilton, 1960)*.

Uma vez que o uso de instrumentos de mensuração de perturbações como a depressão na população de adultos mais velhos implica diversos desafios (e.g., fadiga), Sheikh e Yesavage (1986) almejavam a diminuição do tempo de preenchimento através da redução da quantidade de itens da escala original de 30 itens. Tendo por base os estudos de validação, os autores selecionaram os 15 itens que detinham correlações mais fortes com a sintomatologia depressiva, sendo ordenados de forma a maximizar o potencial de

aceitação do questionário. Quando respondidos de forma positiva, 10 itens (2, 3, 4, 6, 8, 9, 10, 12, 14 e 15) indicavam a presença de sintomas depressivos, enquanto os restantes (1, 5, 7, 11, 13) quando negativos eram indicativos de sintomatologia depressiva.

O estudo empírico da versão de 15 itens da *GDS* foi realizado através de uma comparação com a versão original. Para isso, dois grupos de adultos mais velhos, com diagnóstico de depressão ($n = 17$) e sem ($n = 18$), responderam às duas versões da escala. Ambas versões, longa e reduzida, permitiram a distinção entre sujeitos com diagnóstico de depressão dos não-depressivos, com uma correlação elevada ($r = .84, p < .001$). Visto se tratar de uma versão com um menor número de itens e, conseqüentemente, menor tempo de resposta (tempo estimado de 5 a 7 minutos), os autores consideraram a escala apropriada para pacientes com diagnóstico de demência ou fisicamente incapacitados, cujas capacidades cognitivas (e.g., concentração) possam estar debilitadas (Sheikh & Yesavage, 1986).

Por fim, foram estabelecidos dois pontos de corte para a prova, em que uma pontuação superior a 5 pontos pode ser indicativa da presença de depressão, e uma pontuação superior a 10 pontos é quase sempre indicativa de depressão (Stanford, n.d.)

1.3.2. Estrutura Fatorial da Geriatric Depression Scale-15 (GDS-15)

A estrutura fatorial da *GDS-15* tem sido alvo de vários estudos, uma vez que não existe um consenso quanto à mesma. Os autores da prova (Sheikh & Yesavage, 1986) propuseram uma estrutura unifatorial que, embora não tenha sido testada, terá resultado na nota final que reflete a sintomatologia depressiva no seu todo. As investigações que se dedicaram à exploração da estrutura fatorial da prova têm encontrado desde dois (e.g., Brown et al., 2007) a quatro fatores (e.g., Lai et al., 2009). A discrepância e multiplicidade de resultados podem ser justificadas a partir das diferentes versões da *GDS* utilizadas, as características da população ou pelos métodos estatísticos de análise (Kim et al., 2013), nomeadamente Análise Fatorial Exploratória (AFE) *versus* Análise Fatorial Confirmatória (AFC).

A Tabela 1 apresenta uma revisão de vários estudos, destacando as diferenças ao nível da amostra utilizada, o método de estimação dos modelos estruturais testados e os resultados quanto aos fatores extraídos e a distribuição dos seus itens.

Nas investigações revistas sobressaem alguns aspetos merecedores de destaque. Em primeiro lugar, ainda que a maioria dos estudos apresentados na Tabela 1 tenham

Tabela 1*Revisão de Estudos Sobre a Estrutura Fatorial da Geriatric Depression Scale-15 (GDS-15)*

Referência	Amostra	Estimação do modelo	Resultados
Apóstolo et al. (2014)	^{a, b} $N = 889$ adultos mais velhos da comunidade e institucionalizados (66.03% mulheres); $M_{\text{anos}} = 78.02$ (leque etário = 65-101); $M = 3.16$ anos de escolaridade	AFE pelos componentes principais com rotação ortogonal <i>varimax</i>	AFE: três fatores (F1, F2 e F3) Itens F1: 1, 2, 3, 4, 5 e 7 Itens F2: 9, 11, 12 e 13 Itens F3: 6, 8, 10, 14 e 15 Alfa de Cronbach para F1 = .78; F2 = .59; F3 = .57
Brown et al. (2007)	Grupo não demente $N = 249$ (67,1% mulheres); $M_{\text{anos}} = 68.65$ (leque etário = 43-91); $M = 15.21$ anos de escolaridade; PD $n = 36$	AFE com rotação <i>promax</i> para o grupo não demente AFC pelos mínimos quadrados ponderados robustos com rotação <i>promax</i> para os três grupos	AFE: Afeto Depressivo Geral (ADG) e Satisfação com a Vida (SV) [$\chi^2_{(gl=14)} = 12.86, p < .54, RMSEA = 0.00$]; Itens ADG: 2, 3, 4, 6, 8, 9, 10, 12, 14 e 15. Itens SV: 1, 5, 7, 11 e 13.
	Grupo demente $N = 357$ (60.5% mulheres); $M_{\text{anos}} = 76.02$ (leque etário = 47-102); $M = 12.82$ anos de escolaridade; PD $n = 115$		AFC: Modelo base para todos os grupos: $\chi^2_{(gl=78)} = 170.43, p < .0001, RMSEA = 0.069, TLI = 0.99, CFI = 0.99$. AFC: Equivalência grupal no peso e estrutura fatoriais: $\chi^2_{(gl=77)} = 163.79, p < .0001, RMSEA = 0.067, TLI = 0.99, CFI = 0.99$;
	Grupo psiquiátrico $N = 140$ institucionalizados (72,4% mulheres); $M_{\text{anos}} = 75.61$ (leque etário = 60-95); 40% com escolaridade inferior ao ensino secundário; PD $n = 73$		AFC: Equivalência grupal no peso e estruturas fatoriais e variâncias únicas: $\chi^2_{(gl=84)} = 163.79, p < .0001, RMSEA = 0.067, TLI = 0.99, CFI = 0.99$. Sem informação para alfa de Cronbach

Referência	Amostra	Estimação do modelo	Resultados
Friedman et al. (2005)	$N = 980$ adultos mais velhos comunitários com e sem déficit cognitivo (75% mulheres); $M_{\text{anos}} = 79.3$ (leque etário = 65-100); 69.6% com ensino secundário ou inferior; PD $n = 307$	AFE pelos componentes principais com rotação <i>varimax</i> e <i>promax</i>	AFE: Depressão (D) e Afeto Positivo (AP) Itens D: 2, 3, 4, 6, 8, 9, 10, 12, 13, 14, e 15 Itens AP: 1, 5, 7 e 11 Alfa de Cronbach para o total da escala = .75
Lai et al. (2009)	^{a b} $N = 228$ adultos mais velhos chineses da comunidade (73.4% homens); $M_{\text{anos}} = 79.08$ (leque etário entre 60 e mais do que 80); 36.4% sem educação formal;	AFE pelos componentes principais com rotação <i>varimax</i> AFC por máxima verosimilhança	AFE ($n = 114$): Humor Negativo e Positivo (HNP), Nível de Energia (NE), Inferioridade (I), e Desinteresse (D) Itens HNP: 1, 3, 4, 6, 7 e 11; Itens NE: 5, 8 e 13; Itens I: 12, 14 e 15; Itens D: 2, 9 e 10; Alfa de Cronbach para HNP = .82; NE = .68; I = .62; e D = .55 AFC ($n = 114$): <i>GFI</i> = .88; <i>AGFI</i> = .83; <i>RMSR</i> = .07
Wongpakaran et al. (2013)	$N = 237$ adultos mais velhos, comunitários e institucionalizados (63.7% mulheres); $M_{\text{anos}} = 71.45$ (idade mínima 60); $M = 3.46$ anos de escolaridade; PD $n = 91$; com compromisso cognitivo $n = 28$	Análise paralela e AFE pelos componentes principais com rotação <i>oblimin</i>	Análise paralela = 2 fatores AFE: Humor Depressivo (HD) e Humor Positivo (HP) Itens HD: 2, 3, 4, 6, 8, 10, 12, 14 e 15. Itens HP: 1, 5, 7, 9, 11 e 13 Alfa de Cronbach para HD = .82; e HP = .76

Nota. AFE = Análise Fatorial Exploratória; AFC = Análise Fatorial Confirmatória; PD = perturbações depressivas; *RMSEA* = *Root Mean Square Error Of Aproximation*; *TLI* = *Tucker-Lewis Index*; *CFI* = *Comparative Fit Index*; *GFI/AGFI* = (*Adjusted*) *Goodness Of Fit*; *RMSR* = *Root Mean Square Residual*.

^a Sem informação para perturbações depressivas; ^b sem informação para compromisso cognitivo.

analisado a estrutura fatorial da *GDS-15* mediante AFE, modelos fatoriais anteriormente validados não foram testados. Consequentemente, algumas estruturas fatoriais propostas partilham várias semelhanças. A título de exemplo destacam-se Friedman et al. (2005) e Brown et al. (2007) cuja estrutura fatorial difere apenas por um item (treze) que se encontra agrupado num diferente fator. Acresce que alguns dos estudos (e.g., Wongpakaran et al., 2013) foram confinados à AFE, enquanto outros, mais valorizáveis, à AFE seguida da AFC (e.g., Brown et al., 2007).

Note-se também que em Portugal destacam-se apenas dois estudos referentes à análise das propriedades psicométricas. O primeiro estudo de Simões & Firmino (2013; cit por Simões et al., 2017), teve como objetivo a construção de uma nova versão da *GDS-15* a partir da extração de diferentes itens da sua versão da *GDS-30* portuguesa. Desta *GDS* foram excluídos os itens que apresentaram funcionamento diferencial e aqueles com menor poder discriminativo entre o grupo de controlo e o grupo depressivo, sendo eliminados os itens 3, 6, 10, 11, 12, 14 e 15, que se encontram na versão original da *GDS-15*. Também o estudo de Apóstolo et al. (2014) permitiu a validação da versão portuguesa da *GDS-15* (cujos itens são idênticos aos da prova de Sheikh & Yesavage, 1986), no entanto, foram reportados valores de consistência interna dos itens dos fatores 2 e 3 inferiores ao desejável (.59 e .57 respetivamente), não revelando robustez psicométrica.

Da mesma forma, embora a maioria das investigações relativas à estrutura fatorial da *GDS-15* apontadas na Tabela 1 tenham obtido bons resultados, há que salientar os problemas que estas e outras investigações revelaram relativamente ao funcionamento dos itens da prova. Entre os itens, destacam-se os 2, 6, 9, 10, 11, 13 e 15 como os mais frequentemente mencionados como problemáticos. Várias investigações salientam como críticas a estes itens a sua baixa contribuição para a organização estrutural da escala (Durmaz et al., 2018), tais com os baixos e duplos pesos fatoriais (Brown et al., 2007; Cornett, 2009; Friedman et al., 2005; Lai et al., 2005; Sugishita et al., 2017), problemas de validade de conteúdo de certos itens (Zhang et al., 2022), e fraco poder discriminativo face a deprimidos e não-deprimidos (Johansson et al., 2022; Wongpakaran et al., 2019). Contudo, a maioria destas investigações incluem estes itens na versão final da prova, salvo a de Zhang et al. (2022).

1.3.3. Versões reduzidas da GDS-15

A partir da *GDS-15*, alguns autores esforçaram-se para reduzir ainda mais a extensão da prova. Na Tabela 2 encontram-se as investigações em que foram construídas versões reduzidas da *GDS-15*.

Tabela 2*Revisão de Estudos Conducentes à Criação de Versões Reduzidas da GDS-15*

Referência	Amostra	Análise estatística para criação das versões	Itens <i>GDS-10</i>	Itens <i>GDS-5</i>	Itens <i>GDS-4</i>
Apóstolo et al. (2014)	^{a b} <i>N</i> = 889 adultos mais velhos comunitários e institucionalizados (66% mulheres) <i>M</i> _{anos} = 78.02 (leque etário = 65-101); <i>M</i> = 3.16 anos de escolaridade	Exclusão dos itens que prejudicavam o coeficiente de alfa de Cronbach (alfa = .84).	1, 3, 4, 5, 7, 8, 11, 12, 13 e 14	1, 5, 7, 11 e 14	—
D'Ath et al. (1994)	^b <i>N</i> = 198 adultos mais velhos comunitários (63.63% mulheres); <i>M</i> _{anos} = 73.5 (leque etário = 65-92); PD <i>n</i> = 34	Análise de regressão logística item-a-item face ao ponto de corte 4/5 da <i>GDS-15</i>	1, 2, 3, 6, 7, 8, 10, 13, 14 e 15	—	1, 3, 6 e 7
Galaria et al. (2000)	^{b c} <i>N</i> = 70 adultos mais velhos comunitários e com deficiências visuais (58.6% mulheres); <i>M</i> _{anos} = 77.4; PD <i>n</i> = 27	Análise de regressão logística múltipla dos itens da <i>GDS-15</i> face a diagnóstico de depressão mediante entrevista estruturada	—	—	1, 2, 8 e 10
Hoyl et al. (1999)	^b <i>N</i> = 74 adultos mais velhos comunitários (98% homens); <i>M</i> _{anos} = 74 (leque etário = 65-87); PD <i>n</i> = 34	Seleção dos 9 itens correlacionados com diagnóstico de depressão mediante entrevista estruturada ($\Phi > .48$); com Curvas <i>ROC</i> selecionaram 8 combinações dos 9 itens com especificidade $\geq 72\%$ e dessas, selecionaram a de 5 que tinha maior sensibilidade (.97%) e especificidade (.85)	—	1, 4, 8, 9 e 12	—

Referência	Amostra	Análise estatística para criação das versões	Itens <i>GDS-10</i>	Itens <i>GDS-5</i>	Itens <i>GDS-4</i>
Iglesia et al. (2005)	^b $N = 258$ adultos mais velhos comunitários (67.5% mulheres); $M_{\text{anos}} = 74.3$ (leque etário = 65-100); PD $n = 90$	Curvas <i>ROC</i> , selecionando os itens com maior área abaixo da curva (<i>AUC</i>): item 3 (.73), 4 (.70), 5 (.68), 8 (.68) e 13 (.66)	—	3, 4, 5, 8 e 13	3, 4, 5 e 8
Marwijk et al. (1995)	$N = 586$ adultos mais velhos comunitários e institucionalizados (59.6% mulheres); $M_{\text{anos}} = 73.5$ (leque etário = 65-94); PD $n = 33$; compromisso cognitivo $n = 19$	Análise de regressão logística <i>stepwise</i> face a diagnóstico de depressão mediante entrevista estruturada	1, 2, 4, 5, 7, 8, 9, 12, 13 e 15	—	1, 2, 7 e 9
Santos et al. (2019)	^b $N = 1023$ adultos mais velhos comunitários (56.4%); $M_{\text{anos}} = 70.92$ (leque etário = 60-92); PD $n = 552$	AFC e fiabilidade (alfa de Cronbach = .71) da <i>GDS-5</i> de Hoyle et al. (1999), eliminando o item que apresentou o peso fatorial mais baixo	—	—	1, 4, 8 e 12
^d Zhang et al. (2022)	$N = 1624$ adultos mais velhos comunitários e institucionalizados com e sem compromisso cognitivo (71.3% mulheres); $M_{\text{anos}} = 94.3$ (idade mínima = 80 anos)	Exclusão dos itens com baixo peso fatorial (< .50), que prejudicassem a fiabilidade, e aqueles recomendados a serem eliminados por 1/3 dos especialistas em saúde mental	PP = 3, 4, 11 e 14; HP = 5, 7 e 13; HN = 6, 10 e 12	—	—

Nota. PD = perturbações depressivas; *ROC* = *Receiver Operator Characteristic*; AFC = Análise Fatorial Confirmatória; PP = Percepção Psicológica; HP = Humor Positivo; HN = Humor Negativo.

^a Sem informação para perturbações depressivas; ^b sem informação para compromisso cognitivo; ^c sem informação para leque etário; ^d modelo trifatorial.

Marwijk et al., (1995) utilizaram Curvas *ROC* (*Receiver Operator Characteristic*; Peterson et al., 1954) para comparar o desempenho diagnóstico entre versões 30, 15, 10 e 4 da *GDS* e o desempenho diagnóstico destas com o de uma entrevista estruturada de diagnóstico de depressão. Os autores examinaram a capacidade para diferenciar deprimidos de não-deprimidos dessas versões, destacando que não observaram diferenças no valor diagnóstico de cada escala. A fiabilidade (alfa de Cronbach) para a versão de 15 itens foi de .76, para a de 10 itens de .70 e a de 4 itens de .64. Ainda que a fiabilidade da escala de 4 itens tenha sido inferior ao desejável, os autores recomendaram a utilização dessa versão em contextos clínicos, sendo preferível relativamente a versões mais extensas. As dificuldades associadas à aplicação de instrumentos na população de adultos mais velhos fez com que os autores valorizassem a utilização da versão mais reduzida da prova, idealmente incorporada numa rotina de rastreio clínico pelos profissionais de saúde.

Entre nós, destaca-se o estudo de Apóstolo et al. (2014), que construíram as versões de 10 e 5 itens, a partir da *GDS-15*, tendo obtido bons valores de consistência interna com um alfa de Cronbach de .84 e de .79 respetivamente. Nesta investigação os autores asseguram outras qualidades psicométricas das provas por estas apresentarem correlações elevadas com a versão de 15 itens, e valores de correlação de cada item com o total da escala entre .45 e .65 para a *GDS-10* e entre .52 e .63 para a *GDS-5*. Posteriormente Apóstolo et al. (2018) revelaram um ponto de corte de 1/2 para ambas versões de 10 e 5 itens, com uma sensibilidade de 100% e especificidade de 47.5% para a *GDS-10* e de 78.3% e 85.3% para a *GDS-5*. Considerando estes valores, os autores recomendaram a *GDS-10* para uso de rastreio de depressão aconselhando uma avaliação clínica posterior pelos falsos positivos possivelmente resultantes do ponto de corte que sugeriram. Por outro lado, contraindicam o uso da *GDS-5* pela possibilidade da não identificação de casos positivos de depressão.

Notabiliza-se ainda uma versão de 4 itens construída em Portugal (Santos et al., 2019) a partir da versão de 5 itens de Hoyle et al. (1999). Os autores visaram a adaptação e avaliação das propriedades psicométricas da *GDS-5* de Hoyle com uma amostra de adultos mais velhos portugueses. Este modelo obteve um fraco ajustamento ($\chi^2/gl = 10.824$, CFI = .942 e RMSEA = .117) devido ao baixo poder discriminativo do item 4 (correspondente ao item 9 na *GDS-15*), analisado através de Curvas *ROC*, sendo este

posteriormente eliminado. A versão de 4 itens proporcionou melhores resultados de ajustamento do modelo: $\chi^2/df = 4.210$, $CFI = .991$ e $RMSEA = .055$.

Formulação do problema de investigação

Vários estudos têm sido realizados em Portugal a respeito da versão de 30 itens da *GDS* (Simões et al., 2017). Relativamente às versões reduzidas da *GDS* destacam-se poucas investigações. A primeira, realizada por Apóstolo em 2010 (Apóstolo et al., 2014), forneceu uma base para a tradução da *GDS-15* para português europeu, tendo em consideração a versão original de Sheikh & Yesavage (1986) e a versão brasileira de Almeida e Almeida (1999). Posteriormente foi realizada uma contribuição para a validação na população portuguesa (Apóstolo et al., 2014), destacando uma estrutura trifatorial para a prova.

O primeiro estudo da presente investigação tem como principal objetivo a validação da estrutura fatorial de uma versão portuguesa da *GDS-15*, a Escala de Depressão Geriátrica: Versão Reduzida (EDG-15; Diniz, 2007) numa amostra de grande dimensão de adultos mais velhos. Para este efeito serão testados os modelos alternativos empiricamente validados nacional e internacionalmente, selecionando o melhor através da AFC e analisando as suas propriedades psicométricas. Serão testados o modelo unifatorial da *GDS-15* (Sheikh & Yesavage, 1986), bem como os modelos multidimensionais dela resultantes (ver Tabela 1). Sheikh e Yesavage (1986) construíram a prova pensando num modelo unifatorial e numa nota final para o estabelecimento de pontos de corte indicadores de sintomatologia depressiva, pelo que pretende-se avaliar a possibilidade de o modelo ser simultaneamente uni e multifatorial. Considerar-se-á a Depressão como fator de 2ª ordem e, assim, poder apresentar-se dados normativos para a escala.

Tendo em consideração as variáveis predictoras da depressão já estabelecidas na literatura (ver ponto 1.2.), o segundo estudo foca-se no teste de um modelo de múltiplas causas e múltiplos indicadores (*MIMIC*; Jöreskog & Goldberger, 1975), em que serão testadas como preditores da depressão as variáveis sociodemográficas género, grupo etário, habilitações literárias estado civil e viver só. Serão ainda observadas com especial atenção a relação entre as duas últimas variáveis, uma vez se encontram intimamente ligadas na literatura (como revisto em 1.2.). Dado que os adultos mais velhos sem parceiro têm uma elevada probabilidade de viver só, enquanto os adultos mais velhos com parceiro

tendem a viver em coabitação, espera-se que as variáveis possuam uma correlação elevada e esta relação poderá afetar os seus efeitos de predição para a depressão. Acresce ainda que os resultados do teste do modelo *MIMIC*, poderão dar origem a dados normativos dos grupos em apreciação.

Os múltiplos esforços para reduzir a quantidade de itens da *GDS-15* têm resultado em diversos modelos e poucos têm sido validados entre nós (viz., Apóstolo et al., 2014; Santos et al., 2019). O objetivo do último estudo desta investigação prende-se com a validação de uma estrutura reduzida da EDG-15, considerando os modelos já validados (ver Tabela 2). Assim, através da AFC, as versões reduzidas com 10, 5 e 4 itens serão testadas. Será também analisada a sua estrutura fatorial, considerando as suas propriedades psicométricas.

2. Estudo 1: Validação da Estrutura Fatorial da Escala de Depressão Geriátrica-15 (EDG-15)

2.1. Método

2.1.1. Participantes

Na Tabela 3, pode observar-se que a amostra foi constituída por 1,432 adultos mais velhos comunitários sem compromisso cognitivo residentes em meio urbano, com idade compreendida entre os 65 e 98 anos (*Mdn* = 74), situando-se maioritariamente na terceira idade. A maioria dos participantes era do sexo feminino, com o 1º ciclo de escolaridade, casada ou em união de facto e vivia em situação de coabitação. Cerca de 47% dos participantes identificou-se como religiosa não praticante, havendo somente 6.6% que se identificou como ateu/agnóstico, o que se aproxima da quota populacional de adultos mais velhos portugueses ateus/agnósticos (Teixeira, 2012).

Tabela 3
Caracterização Sociodemográfica da Amostra

Variáveis sociodemográficas		<i>n</i>	%
Género	Feminino	852	59.2
	Masculino	580	40.5
Idade	Terceira (65-79 anos)	1010	70.5
	Quarta (80 ou mais anos)	422	29.5
Estado Civil	Solteiro	74	5.2
	Viúvo	491	34.3

Variáveis sociodemográficas		<i>n</i>	%
Estado Civil	Casado/União de facto	786	54.9
	Divorciado/Separado	81	5.7
Nível de Escolaridade	Analfabeto	104	7.3
	1º Ciclo	837	58.4
	2º Ciclo	164	11.5
	3º Ciclo	135	9.4
	Secundário	83	5.8
	Ensino Superior	109	7.6
Vive só	Sim	577	40.3
	Não	855	59.7
Religião	Ateu/Agnóstico	95	6.6
	Praticante	661	46.2
	Não praticante	676	47.2

2.1.2. Materiais

Questionário Sociodemográfico. Foi elaborado um Questionário Sociodemográfico com a finalidade de descrever características dos participantes e de modo a estabelecer dados normativos para os resultados da prova. Para o género foi utilizada a notação 1 para feminino e 2 para o masculino; para o estado civil 1 indica solteiro, 2 viúvo, 3 casado/junto, e 4 divorciado/separado, sendo agrupados posteriormente em 1 os indivíduos solteiros, divorciados/separados e viúvos (adiante sem parceiro), e em 2 os casados ou em união de facto (adiante com parceiro); para viver só foi utilizada a notação 1 para os indivíduos que vivem só, e 2 para aqueles que partilham a casa; quanto à religião a notação 1 para ateu/agnóstico, 2 para católico não praticante e 3 para católico praticante. A escolaridade foi contabilizada considerando o número de anos completos, sendo posteriormente enquadrada no grupo analfabetos e 1º ciclo (notação 1), 2º ciclo e 3º ciclo (notação 2) e Ensino Secundário e Ensino Superior (notação 3).

Mini-Mental State Examination (MMSE). O MMSE (Folstein et al., 1975; Morgado et al., 2009) é um instrumento de avaliação do estado mental de rápida aplicação (entre 5-10 minutos), constituído por 11 questões que integram 30 itens dicotómicos

(certo = 0 pontos/errado= 1 ponto). A prova é utilizada maioritariamente em populações geriátricas e avalia alterações no funcionamento cognitivo, mais especificamente a memória e evocação, atenção, linguagem, orientação e cálculo, sendo um instrumento adequado para o rastreio de demência (Folstein, et al., 1975; Kurlowicz & Wallace, 1999).

Folstein et al. (1975) descreveram duas fases para o procedimento de aplicação, em que a primeira foca-se na resposta verbal do participante a tarefas de atenção, memória e orientação. Nesta primeira fase a pontuação máxima possível é de 21. Seguidamente, é possível obter uma pontuação total de 9 pontos, sendo que nesta segunda fase é testada a capacidade do indivíduo de escrever uma frase espontaneamente, de desenhar um polígono e seguir instruções verbais e motoras.

Segundo Folstein et al. (1975), uma classificação inferior a 20 pontos indica a presença de demência. Contudo, na aferição portuguesa de Morgado et al. (2009), os pontos de corte foram estabelecidos de acordo com o nível de literacia dos participantes. Os autores determinaram assim que o ponto de corte seria de 27 para a população com sete ou mais anos de escolaridade, igual ou inferior a 24 para sujeitos com escolaridade entre os três e seis anos, e igual ou inferior a 22 para sujeitos com dois ou menos anos de escolaridade.

Escala de Depressão Geriátrica – Versão Reduzida (EDG-15). A EDG-15 (Diniz, 2007), utilizada neste estudo, é uma versão portuguesa da *GDS-15* traduzida de acordo com as diretrizes da *International Test Commission* (2010), resultando numa redação diferente de alguns itens da versão de Apóstolo et al. (2014). A *GDS-15* pode ser utilizada em diversos contextos (Simões et al., 2017), podendo também ser auto ou hétero administrada (Izal et al., 1996). No início da prova, o examinador deverá mencionar que a referência temporal da resposta aos itens remete para a última semana, e face a dificuldades de leitura e/ou compreensão dos itens por parte do examinando, o entrevistador deverá ler cada item e registar cada resposta. As respostas são cotadas com 1 ou 0 pontos, pelo que o somatório da pontuação da escala permite identificar a gravidade dos sintomas relatados (Simões et al., 2017). A descrição detalhada da *GDS-15* foi apresentada no ponto 1.3.

2.1.3. Procedimento de Recolha de Dados

A presente amostra resultou de um ficheiro de dados anteriormente construído, no âmbito da investigação “Transições na Vida Adulta: Dinâmicas Adaptativas do Adulto

Idoso”, nos anos letivos 2008/2009, do Instituto Superior de Psicologia Aplicada, coordenada pelo Orientador deste estudo. Acoplou-se a este ficheiro um outro, construído na unidade curricular Seminário de Dissertação de Mestrado das Áreas de Psicologia da Educação e de Psicologia Clínica da Universidade de Évora. Estes ficheiros resultaram num total de 1,420 participantes, sendo acrescentados posteriormente 30 protocolos recolhidos pela autora do presente estudo. Destes foram excluídos 18 por apresentarem compromisso cognitivo mediante a aplicação do *MMSE*.

Os participantes foram selecionados seguindo técnicas de amostragem não-probabilísticas, nomeadamente de conveniência, de tipo bola-de-neve e via informadores privilegiados. Foram também contactados os responsáveis de instituições como associações de reformados e pensionistas e Centros de Dia, que autorizaram, escrita ou verbalmente, a recolha de dados nos locais e indicaram os adultos mais velhos que preenchiam os critérios de inclusão.

Os instrumentos foram heteroadministrados, visando a minimização de problemas instrumentais, por exemplo resultantes de iliteracia, e o controlo de questões ético-deontológicas (Diniz & Amado, 2014). Foram explicados os objetivos do estudo, mediante um consentimento informado, pelo que todos os participantes participaram de forma voluntária, com o anonimato garantido.

Nas 30 entrevistas, começou-se por completar o questionário sociodemográfico com os dados do participante, procedendo de seguida à aplicação do *MMSE*, considerando os pontos de corte de Morgado et al. (2009) para rastreio de declínio cognitivo. Com os participantes cuja pontuação era indicativa de compromisso cognitivo, a entrevista foi interrompida, não tendo os sujeitos completado a EDG-15. Estes, foram sinalizados para um futuro diagnóstico mais aprofundado e possível acompanhamento terapêutico.

2.1.4. Procedimento de Análise de Dados

Os dados foram introduzidos no programa *IBM SPSS Statistics for Windows* (version 24.0), para realizar a descrição das características sociodemográficas dos participantes. Destaca-se a pontuação inversa atribuída aos itens 1, 5, 7, 11 e 13 uma vez que a sua resposta afirmativa não reflete sintomatologia depressiva. Ao contrário dos restantes itens, nestes mencionados a resposta “não” é cotada com 1 ponto, e “sim” com 0 pontos. Recorreu-se também a este programa para posteriormente analisar a distribuição percentílica do somatório das pontuações da EDG-15. Com recurso ao programa *PRELIS*

2.80 (adiante *PRELIS*; Jöreskog & Sörbom, 1996), foi calculada a matriz de covariância assintótica das covariâncias tetracóricas dos limites das distribuições latentes normais das variáveis dicotômicas observadas (Jöreskog, 2005) que foi posteriormente analisada no *LISREL* 8.80 (adiante *LISREL*; Jöreskog & Sörbom, 2006), com recurso à linguagem *SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993) para a especificação, identificação, estimação e teste dos modelos. O teste dos modelos foi realizado pelo método mínimos quadrados diagonalmente ponderados, com recurso à correção robusta do *Satorra-Bentler Scaled Chi-Square* ($S-B\chi^2$; Satorra & Bentler, 1994).

Asseguraram-se as qualidades psicométricas dos modelos a partir da validade estrutural, testada mediante AFC (Anderson & Gerbing, 1988). Na análise da estrutura fatorial dos modelos com o melhor ajustamento, consideraram-se os pesos fatoriais estandardizados (β), com valores desejáveis acima de .50, o que corresponde a uma quantidade de variância do item captada pelo fator (R^2) próxima ou maior do que .26 (valor de referência indicador de magnitude de efeito elevada; Cohen, 1988). Analisou-se também a validade convergente (VC), com o cálculo da variância média extraída dos itens (VME; deve ser igual ou superior a .50), e fiabilidade compósita (FC) dos fatores (Fornell & Larcker, 1981). A fiabilidade que deve ser igual ou superior a .80, para comparação entre grupos (Nunnally & Bernstein, 1994). A validade discriminante (VD; Fornell & Larcker, 1981) foi avaliada considerando a variância partilhada (quadrado da correlação) entre fatores, cujo resultado deverá ser inferior à VME de um.

O ajustamento dos modelos testados foi analisado considerando os valores de referência de um bom ajustamento (Hu & Bentler, 1998) para a precisão preditiva interpolativa (PPI; Forster, 2002): *Root Mean Square Error of Approximation* (*RMSEA*; próximo ou inferior a .06), *Comparative Fit Index* (*CFI*, cujo valor se deve aproximar ou ser superior a .95), e o *Standardized Root Mean Square Residual* (*SRMR*; com um valor próximo ou inferior a .08). Para a precisão preditiva extrapolativa (PPE; Forster, 2002) considerou-se o valor do *Expected Cross Validation Index* (*ECVI*), valorizando o modelo que apresentar menor valor (Browne & Cudeck, 1993). Ao selecionar o melhor modelo, o ajustamento do modelo hierárquico será comparado com o dos modelos oblíquos.

2.2. Resultados

O primeiro passo para a validação da estrutura fatorial da EDG-15 foi a testagem dos modelos já apresentados no ponto 1.3.2. Na Tabela 4 constam os valores dos índices

de ajustamento de cada modelo, sendo possível constatar que foram os modelos bifatoriais de Brown et al. (2007), de Friedman et al. (2005) e de Wongpakaran et al. (2013) que apresentaram os melhores valores de ajustamento. No entanto, o modelo de Brown destacou-se com o melhor ajustamento relativamente aos restantes. O único modelo validado em Portugal, de Apóstolo et al. (2014), apresentou um mau ajustamento aos dados empíricos, assim como o modelo unifatorial de Sheikh e Yesavage (1986).

Tabela 4

Resultados dos Índices de Ajustamento da Escala de Depressão Geriátrica-15 (EDG-15)

Referência	S-B $\chi^2_{(gl)}$	CFI	RMSEA [IC 90%]	ECVI	SRMR
^a Apóstolo et al. (2014)	1256.733 (87)	.924	.097 [.092; .102]	.924	.132
^b Brown et al. (2007)	506.480 (89)	.973	.057 [.053; .062]	.397	.101
^b Friedman et al. (2005)	659.136 (89)	.963	.067 [.062; .072]	.504	.118
^c Lai et al. (2009)	957.000 (89)	.943	.085 [.080; .090]	.719	.119
^d Sheikh & Yesavage (1986)	1532.372 (90)	.907	.106 [.101; .111]	1.11	.138
^b Wongpakaran et al. (2013)	544.983 (89)	.970	.060 [.055; .065]	.424	.105

Nota. S-B= Satorra-Bentler; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Of Approximation; ECVI = Expected Cross Validation Index; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual.

^a Modelo trifatorial; ^b modelo bifatorial; ^c modelo de quatro fatores; ^d modelo unidimensional.

Note-se que o modelo bifatorial oblíquo de Brown apresentou problemas de VC (VME inferior ao desejável), mas não de FC para o fator ADG, como se pode observar nos resultados descritos na Tabela 5. Quatro dos dez itens que compunham o fator (itens 2, 6, 9 e 10), não eram seus bons representantes, devido aos baixos pesos fatoriais (β) e baixas comunalidades (R^2), o que consequentemente prejudicou a VME do fator. Para o fator SV, o modelo apresentou valores aceitáveis para ambos VME e FC.

Destaca-se ainda que a correlação entre os fatores ADG e SV é positiva, uma vez que a respostas dos itens de SV é inversa (como explicado em 2.1.4.). O modelo bifatorial oblíquo de 15 itens apresentou uma correlação moderada entre os fatores, e observou-se

a existência de VD entre estes, uma vez que a sua variância partilhada (ϕ^2) era menor de que o valor da VME de SV.

Tabela 5

Estrutura Fatorial do Modelo de Brown et al. (2007) na EDG-15

Item (Fator)	EDG-15	
	β	R^2
2. Afastou-se de muitas das suas atividades e interesses? (ADG)	.37	.14
3. Sente que a sua vida é vazia?	.80	.64
4. Sente-se muitas vezes desinteressado(a)?	.73	.53
6. Tem medo de que algo de mau lhe vá acontecer?	.21	.04
8. Sente-se muitas vezes abandonado(a)?	.76	.58
9. Prefere ficar em casa em vez de sair e fazer coisas novas?	.29	.08
10. Sente que tem mais problemas de memória do que a maior parte das pessoas?	.41	.17
12. Sente que não tem valor no estado em que agora se encontra?	.73	.53
14. Sente que não há esperança para a sua situação?	.61	.37
15. Acha que a maior parte das pessoas está melhor do que o Sr.(a)?	.51	.26
VME		.33
FC		.82
1. Está basicamente satisfeito(a) com a sua vida? (SV)	.66	.44
5. Está de bom humor a maior parte do tempo?	.73	.53
7. Sente-se feliz a maior parte do tempo?	.95	.90
11. Acha que estar vivo agora é maravilhoso?	.66	.44
13. Sente-se cheio de energia?	.66	.44
VME		.55
FC		.86
ADG-SV (ϕ e ϕ^2)	.52	.27

Nota. ADG = Afeto Depressivo Geral; SV = Satisfação com a Vida; VME = Variância Média Extraída (validade convergente); FC= Fiabilidade Compósita; β = Peso Fatorial Estandarizado; R^2 (comunalidade) = $1 - \epsilon$ (variância do resíduo estandarizada); ϕ = correlação; ϕ^2 = variância partilhada.

Foram eliminados estes quatro itens que apresentaram valores indesejáveis ($\beta < .50$ e $R^2 < .26$), e foi testada uma versão com 11 itens. Embora o modelo apresentasse um bom ajustamento ($S-B\chi^2_{(gl)}=216.392_{(43)}$; $CFI = .986$; $RMSEA_{[IC\ 90\%]} = .053_{[.046;.060]}$; $ECVI = .183$; $SRMR = .089$), o valor da VME continuou aquém do desejável (VME = .47) para o fator ADG. Assim, e uma vez que a EDG é comumente reduzida a 10 itens (como

revisado em 1.3.3.), optou-se por excluir um item adicional. O item 15, com os valores de $\beta = .48$ e $R^2 = .23$, encontrados no teste da estrutura fatorial da versão de 11 itens, foi eliminado e o modelo bifatorial oblíquo passou a ser constituído por 10 itens.

A versão com 10 itens (adiante EDG-10) apresentou um bom ajustamento: $S-B\chi^2_{(gl)} = 165.720_{(34)}$; $CFI = .988$; $RMSEA_{[IC\ 90\%]} = .052_{[.044;.060]}$; $ECVI = .145$; $SRMR = .081$. Confrontando os índices de ajustamento dos modelos anteriormente testados de 11 e 15 itens com os da EDG-10, a prova com 10 itens demonstrou-se mais parcimoniosa (note-se a generalidade dos índices, bem como mais importante, o *ECVI*), refletindo melhor PPE, tendo também apresentado os melhores valores quanto aos índices que refletem PPI.

A exclusão dos itens anteriormente mencionados contribuiu consideravelmente para a melhoria das propriedades psicométricas da prova, sendo que para o fator ADG, a EDG-10 apresentou melhores valores de VME e FC (Tabela 6).

Tabela 6

Estrutura Fatorial do Modelo Brown na Escala Depressão Geriátrica-10 (EDG-10)

Item (Fator)	EDG-10	
	β	R^2
3. Sente que a sua vida é vazia? (ADG)	.83	.31
4. Sente-se muitas vezes desinteressado(a)?	.71	.50
8. Sente-se muitas vezes abandonado(a)?	.78	.39
12. Sente que não tem valor no estado em que agora se encontra?	.69	.53
14. Sente que não há esperança para a sua situação?	.53	.72
VME		.51
FC		.84
1. Está basicamente satisfeito(a) com a sua vida? (SV)	.66	.57
5. Está de bom humor a maior parte do tempo?	.74	.45
7. Sente-se feliz a maior parte do tempo?	.95	.10
11. Acha que estar vivo agora é maravilhoso?	.67	.55
13. Sente-se cheio de energia?	.64	.58
VME		.55
FC		.86
ADG-SV (φ e φ_2)	.59	.34

Nota. Ver abreviaturas e símbolos estatísticos na Tabela 5.

A EDG-10 apresentou também uma correlação moderada positiva para os fatores ADG e SV. Verificou-se a existência de VD entre os fatores, dado que a sua variância partilhada (φ^2) era menor que a VME de ambos fatores.

De seguida, testou-se um modelo hierárquico, em que se acrescentou um fator de 2ª ordem denominado “Depressão” ao modelo bifatorial oblíquo anteriormente validado, constituindo-se como fatores de 1ª ordem os fatores ADG e SV. Este modelo apresentou um bom ajustamento para a versão de 10 itens: $S-B\chi^2_{(gl)} = 167.387_{(34)}$; $CFI = .988$; $RMSEA [IC\ 90\%] = .052_{[.045;.060]}$; $ECVI = .146$; $SRMR = .116$. Relativamente aos valores do modelo bifatorial oblíquo, o hierárquico apresentou um aumento de uma milésima quanto ao valor do $ECVI$.

Portanto, uma vez que tanto o modelo bifatorial oblíquo como o hierárquico apresentaram um bom ajustamento, considera-se que o modelo pode ser simultaneamente uni e bifatorial. Nele, o fator Depressão era mais bem representado pelo fator SV ($R^2 = .86$) do que pelo ADG ($R^2 = .76$).

As propriedades psicométricas do modelo hierárquico apresentadas na Tabela 7, demonstram bons pesos fatoriais dos itens, refletindo uma boa VME e uma excelente FC.

Tabela 7
Estrutura Fatorial do Modelo Bifatorial Hierárquico da EDG-10

Itens	EDG-10	
	β	R^2
1. Está basicamente satisfeito(a) com a sua vida?	.66	.44
3. Sente que a sua vida é vazia?	.86	.74
4. Sente-se muitas vezes desinteressado(a)?	.75	.56
5. Está de bom humor a maior parte do tempo?	.74	.55
7. Sente-se feliz a maior parte do tempo?	.95	.90
8. Sente-se muitas vezes abandonado(a)?	.82	.67
11. Acha que estar vivo agora é maravilhoso?	.67	.45
12. Sente que não tem valor no estado em que agora se encontra?	.73	.53
13. Sente-se cheio de energia?	.64	.41
14. Sente que não há esperança para a sua situação?	.58	.34
VME		.56
FC		.93

Nota. Ver abreviaturas e símbolos estatísticos na Tabela 5.

Dada a unifatorialidade da prova, analisaram-se as distribuições das pontuações finais da EDG-10 para a amostra global, com o intuito de criação de dados normativos

para a população de adultos mais velhos. Na Tabela 8 apresentam-se a média e o desvio padrão, bem como a distribuição percentílica dos resultados.

As pontuações inferiores são indicativas da presença de menos sintomatologia depressiva, encontrando-se nos percentis mais baixos (abaixo do 50); pontuações superiores indicam mais sintomas depressivos, encontrando-se nos percentis mais elevados (acima do 50).

Tabela 8
Distribuição Percentílica das Pontuações da EDG-10

EDG-10	Percentis									
	$M_{(DP)}$	10-20	30-40	50	60	70	80	90	95	99
$N = 1,432$	$2.52(2.38)$	0	1	2	3	4	5	6	7	9

Com a EDG-10, os adultos mais velhos portugueses obtiveram uma mediana de dois pontos (percentil 50) e observaram-se pontuações de quatro, seis, sete e nove pontos nos percentis 75, 90, 95 e 99 respetivamente, indicando uma maior severidade de sintomas depressivos. Uma pontuação igual ou superior a 7 pontos indica uma classificação superior a 95% da restante amostra, portanto rara na população de adultos mais velhos, sendo indicadora de eventual depressão. Assim, considera-se que o ponto de corte para o percentil 95 encontrado para a EDG-10 com a amostra global foi 6/7.

2.3. Discussão

O presente objetivo desta dissertação foi o de apresentar alguns estudos de validação da EDG-15. Neste primeiro estudo testaram-se as propriedades psicométricas da prova, analisando a sua estrutura fatorial através da AFC, a sua validade convergente, fiabilidade e validade discriminante. Pretendeu-se também testar as teorias validadas nacional e internacionalmente, de que a prova possui um cariz unifatorial, mas também multifatorial. Por fim, criaram-se dados normativos para a população de adultos mais velhos portugueses.

No que concerne à estrutura fatorial da EDG-15, o modelo que melhor se ajustou aos dados empíricos foi o bifatorial de Brown et al. (2007). Nela, o fator ADG era constituído por 10 itens, e o fator SV por 5 itens. No entanto, na análise desta estrutura fatorial transpareceram problemas relativos aos itens que compunham o fator ADG,

nomeadamente problemas de VC. Os itens 2, 6, 9 e 10 não se revelaram bons representantes do ADG, tendo sido eliminados. A exclusão destes itens melhorou o ajustamento do modelo, mas prejudicou os valores do item 15, que também foi eliminado. A versão final da escala com 10 itens, cinco em cada fator, apresentou as melhores propriedades psicométricas.

Neste estudo, os itens eliminados vão ao encontro daqueles reportados na literatura como problemáticos. As dificuldades encontradas nos itens excluídos não são novidade. O item 2 (“Afastou-se de muitas atividades e interesses seus?”) não é considerado um bom indicador de depressão, uma vez que tem sido destacada a tendência para “adivinhação” de resposta neste item (Zhang et al., 2020), com o seu baixo peso fatorial (Sugishita et al., 2017; Friedman et al., 2005), o seu desajuste (mediante análise *Rasch*; Wongpakaran et al., 2019), o seu funcionamento diferencial em diferentes espaços temporais (Chiang et al., 2009), assim como a sua baixa sensibilidade para detetar os sujeitos com depressão (Iglesia et al. 2005). Este item, embora remeta para uma dimensão de desinteresse/anedonia da depressão (Apóstolo et al., 2014; Lai et al., 2009), poderá remeter para outras causas relacionadas com o abandono de certas atividades (Chiang et al., 2009). Por exemplo, um adulto mais velho que se terá magoado com uma queda, terá a necessidade de se afastar de atividades que praticava que envolvam esforço físico, respondendo afirmativamente ao item.

Já o item 6 (“Tem medo que algo de mau lhe vá acontecer?”) remete para uma dimensão relativa às perspetivas futuras sobre a vida do sujeito. Sugishita et al. (2017) apontaram para a inadequabilidade deste item na prova pelo seu baixo peso fatorial. Chiang et al. (2009) referiram o funcionamento diferencial do item em diferentes espaços temporais, refletindo diferentes compreensões do item. Para além destes aspetos, também foi apontada a sua ambiguidade, dado o seu duplo peso fatorial (nos fatores Depressão e Afeto Positivo; Friedman et al., 2005). A questão pode ser considerada vaga, por não especificar que tipo de acontecimento se poderá temer, dificultando o grau de compreensão comum dos sujeitos e levando a diferentes interpretações.

A exclusão do item 9 (“Prefere ficar em casa em vez de sair e fazer coisas novas?”) tem sido sistematicamente aconselhada na literatura (Brown et al. 2007; Johansson et al, 2022; Sugishita et al., 2017; Zhang et al., 2022), pelas inconsistências que tem levantado (e.g., baixo e duplo peso fatorial, tendência de adivinhação de resposta) e pelo

enviesamento cultural a que está sujeito (Jang et al., 2001). Apesar de o item aludir à desmotivação e inércia provocadas pela depressão, a influência dos padrões culturais pode fazer com que um adulto mais velho prefira ficar em casa, ainda que não esteja deprimido, ou que prefira sair de casa como mecanismo de enfrentamento para a depressão (Jang et al., 2001). Ao encontro desta hipótese, destaca-se o estudo de Johansson et al. (2022) que, baseados na Teoria da Resposta ao Item, identificaram o item 9 como o item que os adultos mais velhos sentiram menos dificuldade em responder, indicando que responderam com facilidade que preferem ficar em casa, independentemente de estarem deprimidos.

Relativamente ao item 10 (“Sente que tem mais problemas de memória que a maior parte das pessoas?”), que apela à perceção sobre alterações cognitivas, foi excluído deste estudo e reportado por outros pelos seus problemas: baixo peso fatorial (Cornett et al., 2009; Friedman et al., 2005; Lai et al., 2005; Sugishita et al., 2017), baixa sensibilidade para detetar adultos mais velhos com depressão (Johansson et al., 2022; Iglesia et al., 2005), duplo peso fatorial (Cornett et al., 2009), baixa contribuição para a fiabilidade da escala (Durmaz et al., 2018) e maior dificuldade de resposta (Johansson et al., 2022).

Por fim o conteúdo do item 15 (“Sente que a maior parte das pessoas está melhor que o/a senhor/a?”) remete para a rede de relações sociais (Zhang et al., 2022) e autoestima (Apóstolo et al., 2014; Lai et al., 2009) dos adultos mais velhos. Ao contrário dos anteriores, este item, não tem sido alvo de tantas críticas, sendo destacado apenas na investigação de Sugishita et al. (2017) e Lai et al. (2009) por apresentar baixo peso fatorial e na de Zhang et al. (2022) pela sua fraca validade de conteúdo.

Uma outra versão portuguesa da *GDS-15* (Apóstolo et al., 2014) apresenta itens com palavras diferentes daquelas que foram utilizadas para os mesmos itens na *EDG-15*, e aqueles que na *EDG-15* (e noutros estudos) apresentaram problemas, no desses autores não: por exemplo, no item 2, os autores utilizaram “Abandonou” ao invés de “Afastou-se”. Por outro lado, outros itens que apresentaram problemas no estudo de Apóstolo et al. (2014) não apresentaram na *EDG-15*. Note-se que os autores recorreram à AFE para analisar dados de uma amostra que continha adultos mais velhos institucionalizados, contrariamente ao ocorrido no estudo da *EDG-15*, onde se recorreu à AFC para analisar dados de uma amostra que não continha participantes institucionalizados.

Como se viu, nem todas as investigações revelaram as mesmas dificuldades para os mesmos itens e para outros não apontados pelos autores como problemáticos, o que poderá indicar diferenças culturais ao nível da aplicabilidade da prova (Jang et al. 2001; Wongpakaran et al., 2019). A análise individual dos itens da EDG-15 em estudos transculturais (e a sua possível reformulação) será aconselhável, de modo a compreender se as nuances associadas aos itens são motivadas por influências culturais e se existem semelhanças às evidências reportadas neste e noutros estudos.

Por outro lado, todos os itens agora excluídos estavam formulados pela negativa. Chiang et al. (2009) sugeriram a reformulação do conteúdo de todos os itens negativamente conotados da escala: sendo apresentados pela positiva, aumentarão a facilidade de compreensão e aceitabilidade dos itens. Por exemplo, o item 2 poderia ser reformulado para “Diverte-se quando se envolve em atividades e interesses seus?”.

No que se refere ao modelo bifatorial hierárquico da EDG-10, obtiveram-se bons valores de ajustamento que eram praticamente equivalentes aos do modelo bifatorial oblíquo de 10 itens, o que levou à construção dos dados normativos para os adultos mais velhos portugueses. Alguns estudos (e.g., Adams et al., 2004) colocam em causa a utilização das pontuações finais, dada a falta de corroboração sobre uma estrutura unifatorial, e pela possibilidade de se ignorar diferentes subfactores da depressão. Brown et al. (2007) sugerem que ambos pontos de vista são adequados, sendo possível utilizar o somatório dos pontos enquanto se analisa detalhadamente os subfactores da depressão do sujeito. O modelo da EDG-10 revelou-se simultaneamente uni e bifatorial, indicando que poderá ser utilizado o somatório das pontuações da prova para construção e análise de percentis normativos da população de adultos mais velhos portugueses.

A utilização dos dados normativos construídos para a população de adultos mais velhos portugueses poderá facilitar o uso da escala em contextos clínicos para fins de rastreio, uma vez que é possível situar a pontuação de um adulto mais velho num percentil e compará-la à da pontuação normativa. Se um adulto mais velho obtiver uma pontuação de dois, situar-se-á dentro da pontuação mediana da amostra, no percentil 50. Uma pontuação de sete, que corresponde ao percentil 95, indica que 95% da amostra obteve resultados inferiores e, por isso, revela um resultado raro na população adulta mais velha. Assim, considera-se que o ponto de corte encontrado, corresponde ao percentil 95, sendo de 6/7 pontos. Note-se que este ponto de corte não é comparável com os pontos de corte

destacados por vários autores, uma vez que os 10 itens das suas versões não são os mesmos dos da EDG-10.

Acrescenta-se ainda que, as amostras das investigações dedicadas à definição de um ponto de corte para a *GDS-10*, contam com amostras com diferentes características das da amostra deste estudo. Por exemplo, Almeida e Almeida (1999) testaram o ponto de corte da sua *GDS-10* somente em adultos mais velhos deprimidos e com possível compromisso cognitivo (exclusão dos participantes com pontuação inferior a 10 no *MMSE*). A investigação de D'Ath et al. (1994) incluiu na sua amostra adultos mais velhos hospitalizados e não-rastreados para compromisso cognitivo. Em Portugal, os critérios de inclusão do estudo de Apóstolo et al. (2018) abrangeram adultos mais velhos de centros de saúde, centros de dia e residências sénior.

3. Estudo 2: Preditores Sociodemográficos de Depressão

3.1. Método

3.1.1. Participantes

A mesma amostra do estudo anterior.

3.1.2. Materiais

Os mesmos que no estudo anterior.

3.1.3. Procedimento da Recolha de Dados

Idêntico ao do estudo anterior.

3.1.4. Procedimento da Análise de Dados

Para testar as relações de variáveis sociodemográficas sobre os fatores Depressão, ADG e SV, pensou-se na construção de um modelo de predição sobre o modelo hierárquico anteriormente testado. Operacionalizou-se assim as variáveis: género pelas notações 1 para o género feminino e 2 para o género masculino; grupo etário pelas notações 1 para a terceira idade e 2 para a quarta idade; estado civil pelas notações 1 para adultos mais velhos sem parceiro (agrupando solteiros, viúvos e divorciados) e 2 para os com parceiro (casados ou em união de facto); habilitações literárias pelas notações 1 para pessoas com 0 anos de escolaridade até ao primeiro ciclo, 2 para o 2º e 3º ciclo, e 3 para o ensino secundário e ensino superior; viver só pelas notações 1 para quem vivia só e 2 para quem vivia acompanhado.

Esse modelo *MIMIC* foi testado no *LISREL*, sendo utilizado o mesmo procedimento de estimação de matrizes no *PRELIS* e a mesma técnica de estimação que

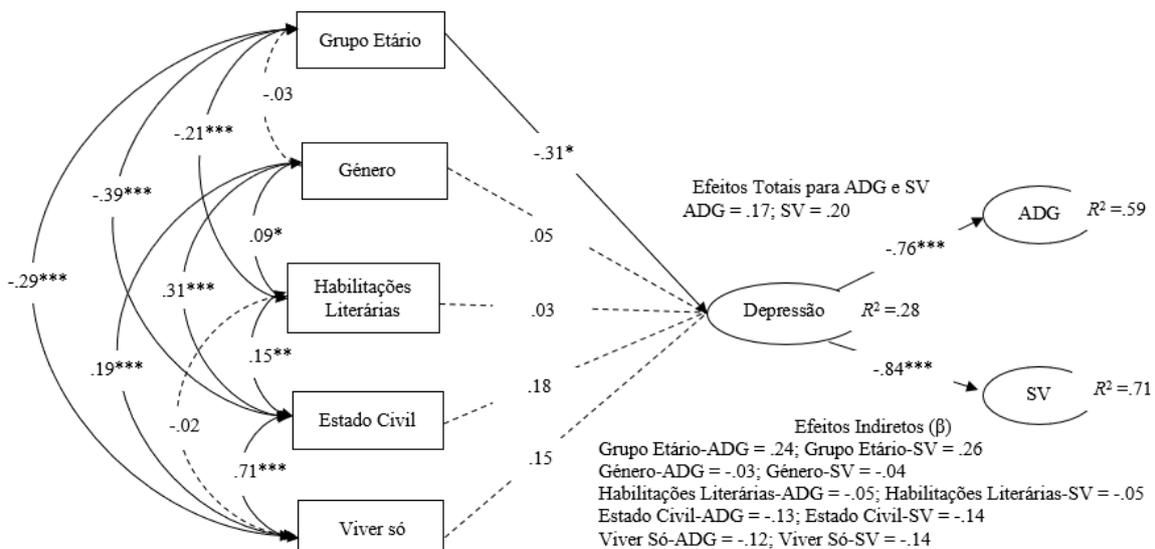
no primeiro estudo. Após o teste do modelo com todas as variáveis consideradas, voltou-se a conduzir um segundo teste apenas com as variáveis que mostraram significância estatística. Considerando a crítica de Girgus et al. (2017) quanto à não estratificação através dos grupos etários nos estudos que avaliam as diferenças de género nos adultos mais velhos, a amostra foi estratificada pelo grupo etário de modo a analisar se o género se constituía como bom preditor da depressão em adultos na terceira, na quarta idade ou em ambos. Das variáveis preditoras estatisticamente significativas resultantes do modelo *MIMIC*, foram analisados os percentis dos diferentes grupos.

3.2. Resultados

Ao contrário do que se esperava, das cinco variáveis preditoras apenas o grupo etário apresentou uma relação estatisticamente significativa com a depressão (Figura 1).

Figura 1

Modelo MIMIC de Cinco Preditores Sobre o Hierárquico da EDG-10



Nota. Modelo *MIMIC*. Resultados da solução completamente estandardizada. Grupo Etário (1 = terceira idade; 2 = quarta idade); Género (1 = feminino; 2 = masculino); Habilitações Literárias (0 = analfabetos e primeiro ciclo; 1 = segundo e terceiro ciclo; 2 = ensino secundário e ensino superior); Estado Civil (1 = solteiro/viúvo/divorciado; 2 = casado/união de facto); Viver só (1 = sim; 2 = não); ADG = Afeto Depressivo Geral; SV = Satisfação com a Vida.

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

Note-se que as variáveis sociodemográficas tinham correlações moderadas com elevada significância estatística ($p < .001$) com a exceção do grupo etário com o gênero, do gênero com as habilitações literárias, bem como as habilitações literárias com ambos estado civil e viver só.

Destaca-se que o gênero não apresentou uma relação com significância estatística para a depressão. A amostra foi depois estratificada por grupo etário para observação da predição do gênero nos participantes na terceira e quarta idade. Testou-se novamente o modelo *MIMIC* com os cinco preditores e concluiu-se que este passo não alterou a significância dos resultados obtidos no primeiro modelo com a amostra global, continuando o gênero a revelar-se não estatisticamente significativo.

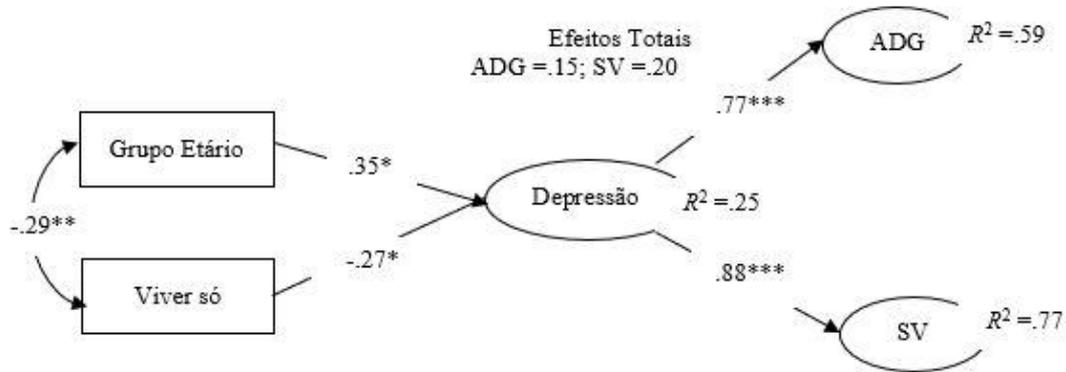
Na Figura 1, sublinha-se ainda a forte correlação entre viver só e estado civil, que trouxe dúvidas acerca da verdadeira predição destas variáveis sobre a depressão. Desta forma, foi testado um modelo no qual apenas se incluíram estas duas variáveis em conjunto com aquela que se revelou inicialmente com significância estatística (grupo etário), e observou-se que ambas variáveis continuaram a demonstrar-se estatisticamente não significantes.

Para avaliar a capacidade isolada destas variáveis como predictoras da depressão, construíram-se e analisaram-se dois modelos. O primeiro (Figura 2) incluiu a variável que demonstrou significância estatística no primeiro teste: grupo etário; sendo também incluída a variável viver só. Este modelo apresentou um bom ajustamento: $S-B\chi^2_{(gl)} = 257.273_{(52)}$; $CFI = .984$; $RMSEA_{[IC\ 90\%]} = .053_{[.046;.059]}$; $ECVI = .216$; $SRMR = .113$; e nele ambas variáveis eram boas predictoras da depressão, tendo apresentado relações estatisticamente significativas. Deste modo, foram os adultos na quarta idade e os que viviam só que apresentaram maiores níveis de depressão.

Foi também possível perceber que os níveis de ADG, mediados pela Depressão (efeito indireto) apresentaram uma relação positiva com o preditor grupo etário ($\beta = .35*.77 = .27$) e negativa com viver só ($\beta = -.27*.77 = -.21$). Assim, foram as pessoas de quarta idade e que viviam só que apresentaram maiores níveis de ADG. Embora os níveis de SV, mediados pela Depressão, tenham apresentado uma relação positiva com o preditor grupo etário ($\beta = .35*.88 = .31$) e negativa com viver só ($\beta = -.27*.88 = -.24$), há que considerar a resposta inversa dos itens deste fator. Portanto, os adultos de quarta idade e os que viviam só apresentaram menores níveis de SV.

Figura 2

Modelo MIMIC com Grupo Etário e Viver Só Sobre o Hierárquico da EDG-10



Nota. Modelo MIMIC. Resultados da solução completamente estandardizada. Ver Figura 1 para abreviaturas e níveis dos preditores.

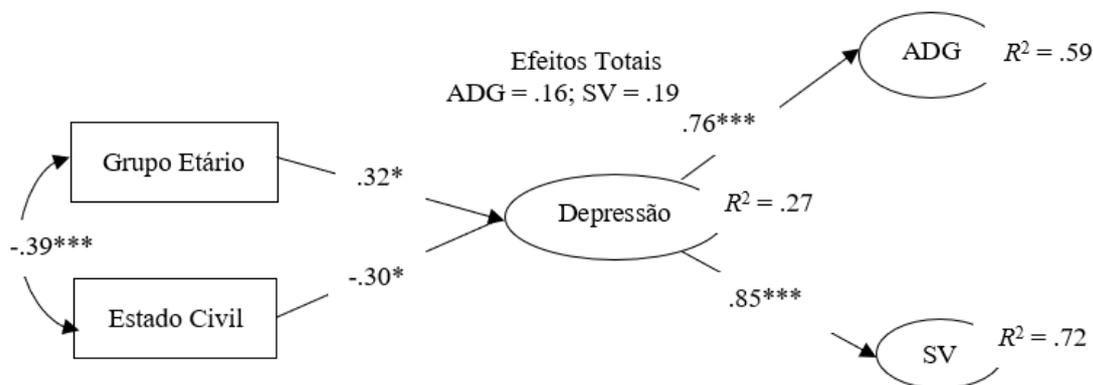
* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

De seguida foi realizado o teste com as variáveis grupo etário e estado civil (Figura 3). Neste modelo sucedeu-se o mesmo que no anterior, sendo que o estado civil passou a ser um preditor com significância estatística sobre a depressão, indicando que os adultos mais velhos sem parceiro apresentavam maiores níveis de depressão em conjunto com os adultos na quarta idade. Este modelo apresentou um melhor ajustamento relativamente ao anterior: $S-B\chi^2_{(gl)} = 225.678_{(52)}$; $CFI = .987$; $RMSEA_{[IC\ 90\%]} = .048_{[.042;.055]}$; $ECVI = .194$; $SRMR = .094$. Para além dos valores referentes a PPI terem sido melhores, também se observou melhores valores a nível de PPE (note-se $ECVI$ mais reduzido) em comparação com o modelo da Figura 2.

Observou-se ainda que os níveis de ADG, mediados pela Depressão apresentaram uma relação positiva com o preditor grupo etário ($\beta = .32^* \cdot .76 = .24$) e negativa com o estado civil ($\beta = -.30^* \cdot .76 = -.23$). No caso dos níveis de SV, mediados pela Depressão, verificou-se a existência de uma relação positiva com o preditor grupo etário ($\beta = .32^* \cdot .85 = .27$) e negativa com o estado civil ($\beta = -.30^* \cdot .85 = -.26$). Assim, os adultos de quarta idade e sem parceiro apresentaram maiores níveis de ADG e menores níveis de SV (como explicado acima).

Figura 3

Modelo MIMIC com Grupo Etário e Estado Civil Sobre o Hierárquico da EDG-10



Nota. Modelo MIMIC. Resultados da solução completamente estandardizada. Ver Figura 1 para abreviaturas e níveis dos preditores.

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

Testadas em conjunto, as variáveis estado civil e viver só não apresentaram relações com significância estatística, mas isoladamente revelaram-se boas preditoras da depressão. No entanto, tendo em vista as considerações feitas sobre ambas variáveis acerca da sua relação com a depressão no ponto 1.2., bem como a comparação entre os resultados dos índices de ajustamento de ambos modelos, decidiu-se prosseguir com o modelo da Figura 3.

Na Tabela 9 encontra-se a distribuição percentilica dos resultados da EDG-10 e as suas médias e desvios padrão consoante o grupo etário e o estado civil. Nos grupos etários, os adultos na quarta idade obtiveram pontuações superiores (também média e desvio padrão) relativamente aos adultos na terceira idade, indicando a presença de um maior número de sintomas depressivos no grupo dos adultos na quarta idade. Quanto ao estado civil, observou-se que foram os adultos mais velhos com parceiro que obtiveram a média mais baixa (e desvio padrão), revelando menores níveis de sintomatologia depressiva que o grupo dos adultos mais velhos sem parceiro.

A mediana das pontuações (percentil 50) foi de 1 ponto para os adultos na terceira idade e para os adultos mais velhos com parceiro, enquanto para os adultos na quarta idade e os adultos mais velhos sem parceiro foi de 3 pontos.

Com base nos resultados obtidos para o percentil 95 constataram-se pontuações diversas, tanto em função do grupo etário como do estado civil. O ponto de corte para a terceira idade foi de 6/7 e para a quarta de 7/8. Para os adultos mais velhos com parceiro observou-se um ponto de corte de 5/6 e para os sem parceiro de 7/8.

Tabela 9

Distribuição Percentílica das Pontuações da EDG-10 Segundo a Idade e o Estado Civil

EDG-10	$M_{(DP)}$	Percentis										
		10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99
3ª idade _(n=1010)	2.13(2.19)	0	0	0	1	1	2	3	4	5	7	9
4ª idade _(n=422)	3.46(2.55)	0	1	2	2	3	4	5	6	7	8	9
Com Parceiro _(n=786)	1.98(2.08)	0	0	0	1	1	2	3	4	5	6	8
Sem Parceiro _(n=646)	3.17(2.56)	0	1	1	2	3	4	4	6	7	8	9

De modo a analisar com maior detalhe as diferenças quanto às pontuações obtidas pelos grupos das variáveis predictoras foram construídos percentis, em que se considerou dentro das amostras da terceira e quarta idade, os grupos do estado civil. A partir destes resultados foi possível apreciar, a pontuação dos adultos na terceira idade com e sem parceiro, assim como a dos adultos na quarta idade com e sem parceiro. A distribuição percentílica destas pontuações e as suas médias e desvios-padrão encontram-se na Tabela 10.

Na terceira idade foram os adultos sem parceiro que apresentaram mais sintomas depressivos, como se pode observar pela sua pontuação média mais elevada (e desvio padrão) relativamente à dos adultos na terceira idade com parceiro. Na quarta idade também os adultos sem parceiro revelaram maior sintomatologia depressiva, relativamente aos que tinham parceiro.

Mais uma vez, na sua generalidade, o grupo da quarta idade apresentou uma média superior à da terceira idade (desvio-padrão muito similares), refletindo maior vulnerabilidade ao desenvolvimento de sintomas de depressão. Destaca-se ainda que a pontuação média mais elevada (e desvio-padrão) pertenceu ao grupo dos adultos na quarta idade sem parceiro, o que indica que de todos os grupos, foi o mais vulnerável ao desenvolvimento de sintomas depressivos.

A pontuação mediana (percentil 50) foi de 1 ponto para os adultos na terceira idade com parceiro, e de 2 pontos para ambos adultos na terceira idade sem parceiro e adultos na quarta idade com parceiro. Na quarta idade, os adultos sem parceiro obtiveram uma pontuação mediana mais elevada, de 4 pontos, uma diferença significativa relativamente aos restantes grupos.

Tabela 10

Distribuição Percentílica das Pontuações da EDG-10 Segundo o Estado Civil Pela Idade

Amostras	$M_{(DP)}$	Percentis											
		10	20	30	40	50	60	70	80	90	95	99	
3 ^a Idade	CP ($n=633$)	1.75 (1.91)	0	0	0	1	1	2	2	3	5	5	7
	SP ($n=377$)	2.75 (2.48)	0	0	1	2	2	3	4	5	6	8	9
4 ^a Idade	CP ($n=153$)	2.93 (2.47)	0	0	1	2	2	3	5	5	7	7	9
	SP ($n=269$)	3.75 (2.55)	0	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9

Nota. CP = com parceiro; SP = sem parceiro.

Para os adultos na terceira idade com parceiro o ponto de corte encontrado foi de 4/5 pontos, para os adultos na quarta idade com parceiro foi de 6/7 pontos. Para os adultos sem parceiro, quer da terceira ou quarta idade, o ponto de corte no percentil 95 foi de 7/8 pontos.

3.3. Discussão

Neste estudo foi testada a relação de predição de variáveis sociodemográficas sobre a depressão através de um modelo *MIMIC*. Com o modelo hierárquico da EDG-10 validado no estudo anterior, procurou-se perceber se as variáveis grupo etário, género, habilitações literárias, estado civil e viver só influenciavam a depressão. Ao contrário do que se esperava, apenas o grupo etário se revelou como bom preditor da depressão.

Como esperado, destacou-se uma correlação elevada e com significância estatística entre duas das variáveis predictoras: estado civil e viver só. Suprimiram-se as variáveis que não tinham demonstrado significância estatística com a depressão e testou-se um modelo incluindo o grupo etário, o estado civil, e viver só. Neste modelo com os três preditores, o grupo etário permaneceu um bom preditor da depressão, mas as variáveis estado civil e viver só continuaram a revelar-se não estatisticamente

significativas. Assim, pensou-se no possível efeito de mitigação que a presença de uma dessas variáveis poderia estar a exercer sobre a relação de predição da outra. Foram construídos dois modelos: um que incluiu os preditores grupo etário e viver só, e um outro que incluiu o grupo etário e o estado civil. Observou-se que, para além de a relação de predição de ambos estado civil e viver só isoladamente se ter tornado estatisticamente significativa, ambos modelos se encontravam bem ajustados.

Tanto quanto foi possível apreciar a partir da literatura revista (ver ponto 1.2.), viver só tem sido associado a um maior risco de depressão, no entanto, a existência de resultados contraditórios levantou questões quanto à pertinência desta variável. Um dos estudos, de Chou et al. (2006), revelou que viver sozinho estava associado a maiores níveis de depressão, mas que esta relação era mediada por outros fatores (e.g., suporte social). Uma vez que viver só não influenciava independentemente os níveis de depressão, e considerando os valores de ajustamento dos modelos (em particular o *ECVI*), selecionou-se o estado civil como melhor preditor da depressão.

Com base nos resultados obtidos, foram os adultos na quarta idade e os adultos mais velhos sem parceiro que apresentaram maior sintomatologia depressiva. No que se concerne aos fatores de primeira ordem (ADG e SV), constatou-se que esses adultos mais velhos foram também os que apresentaram maiores níveis de ADG e menores de SV.

Estes resultados corroboraram os encontrados na literatura, que demonstraram uma associação entre maior sintomatologia depressiva na quarta idade (e.g., Horackova et al., 2019) assim como aqueles que reportaram uma associação positiva entre não ter parceiro e maior sintomatologia depressiva (e.g., Sjöberg et al., 2017). Na sua revisão de literatura, Yan et al. (2011) apreciaram, dentro dos adultos mais velhos sem parceiro, que estado civil estava mais vulnerável ao desenvolvimento de sintomatologia depressiva. Os autores observaram que foram os adultos mais velhos viúvos que apresentavam maior número de sintomas de depressão. Esta relação não foi observada neste estudo, dada a operacionalização da variável em dois níveis (com e sem parceiro), mas é valorizável de ser estudada futuramente. A forma como o estado civil foi operacionalizado também poderá ter contribuído para a correlação elevada encontrada com viver só, uma vez que os adultos mais velhos sem parceiro têm mais probabilidade de viver só que os adultos mais velhos com parceiro (Reher & Requena, 2018).

A distribuição percentílica segundo a idade e o estado civil permitiu esclarecer as diferenças de pontuações dos participantes nesses grupos. Foram os adultos mais velhos com parceiro que obtiveram a média e o desvio padrão mais baixos que todos os outros grupos, assim como o menor ponto de corte, de 5/6 pontos. Pelo lado contrário, os adultos mais velhos sem parceiro destacaram-se pela sua média e desvio padrão superiores aos restantes grupos, tendo apresentado um valor de 7/8 pontos como ponto de corte. Como esperado, os adultos na terceira idade obtiveram resultados inferiores em comparação aos da quarta idade, demonstrando uma vulnerabilidade deste último grupo ao desenvolvimento de sintomas depressivos. Assim, o ponto de corte para os adultos na terceira idade foi de 6/7 pontos enquanto os de quarta idade obtiveram um resultado de 7/8 pontos no percentil 95.

Para melhor observar as diferenças entre os grupos do estado civil e grupos da terceira e quarta idade, construíram-se os percentis das pontuações obtidas e analisaram-se as distribuições percentílicas dos adultos na terceira idade com e sem parceiro, e dos adultos na quarta idade com e sem parceiro. Constatou-se que os adultos na quarta idade, ambos com e sem parceiro, obtiveram médias superiores em relação aos adultos na terceira idade. No entanto, o estado civil revelou-se como protetor do desenvolvimento da sintomatologia depressiva, uma vez que na quarta idade (grupo vulnerável à depressão) os adultos mais velhos com parceiro demonstraram pontuações inferiores aos adultos nesse grupo etário sem parceiro. Já os adultos na terceira idade, que se encontram mais protegidos da depressão, obtiveram pontuações mais altas se se encontrassem no grupo dos adultos mais velhos sem parceiro. Assim, ainda que pertencendo à terceira idade, não ter parceiro pode propiciar o desenvolvimento de sintomatologia depressiva. O ponto de corte encontrado para o percentil 95 foi de 4/5 para os adultos na terceira idade com parceiro, 6/7 para os adultos na quarta idade com parceiro e 7/8 para os adultos de ambos grupos etários que não tinham parceiro. Porém, face ao reduzido número de participantes na quarta idade de cada grupo do estado civil, é desejável recorrer à análise da distribuição percentílica construída para os grupos completos da terceira e quarta idade, e adultos mais velhos com e sem parceiro.

Estes resultados levantam implicações quanto à construção de um ponto de corte para uma amostra global incorporando todos os grupos de adultos mais velhos, vulneráveis e não, ao desenvolvimento de sintomatologia depressiva. Enquanto no

primeiro estudo se obteve um ponto de corte de 6/7 para a amostra completa, sem subdivisões em grupos, aqui foi possível observar que certos adultos mais velhos são mais vulneráveis do que outros (e.g., terceira idade *versus* quarta idade), tendo obtido um ponto de corte distinto daquele obtido para a amostra global. Assim, para construção de percentis e pontos de corte, é necessário considerar que variáveis sociodemográficas têm impacto nos níveis de depressão, construindo dados normativos refletores dessas diferenças. Adultos mais velhos sem parceiro, revelaram um maior número de sintomas depressivos, sendo que através do ponto de corte de 6/7 obtido para a população geral, poderiam ser rastreados como deprimidos, sendo de facto não-deprimidos.

Esta lógica aplica-se a outros estudos que não consideraram as diferenças na depressão através dos preditores sociodemográficos, sendo que essa limitação poderá explicar os baixos resultados para a especificidade obtida através de Curvas *ROC*. Como exemplo, no estudo realizado em Portugal por Apóstolo et al. (2018), o ponto de corte obtido para a *GDS-10* foi de 1/2, no entanto, este valor comparado aos aqui destacados, revela-se muito reduzido. Embora tenha obtido uma sensibilidade de 100%, conseguindo identificar todos os adultos mais velhos com depressão, obteve uma especificidade de 45.7%, o que leva ao rastreio de adultos mais velhos não-deprimidos como deprimidos (falsos positivos). A utilização de um ponto de corte para a população geral é necessário, mas não suficiente, uma vez que não considera as diferenças entre os adultos mais velhos que se encontram mais vulneráveis à depressão e os que se encontram mais protegidos.

No que diz respeito às restantes variáveis, em que não foram encontradas relações de predição estatisticamente significativas, é necessário considerar a inconsistência de resultados encontrados na literatura. Relativamente ao género, importa ter em consideração o facto de algumas investigações demonstrarem resultados contraditórios sobre a predição dessa variável nas diferenças de depressão nos adultos mais velhos. Girgus et al. (2017), na sua revisão de literatura, aludem ao facto da maioria dos estudos que investigam estas diferenças não estratificarem as suas amostras por idade e desconsiderarem as diversas características que existem entre participantes de, por exemplo, 60 e 80 anos. Os autores defenderam assim que existem outras variáveis, responsáveis pelas diferenças na depressão dos adultos mais velhos (e.g., estado civil) pelo que o género pode não ser um preditor adequado a ambos grupo de terceira e quarta idade. Neste estudo considerou-se essa possibilidade, sendo testado um modelo *MIMIC*,

com os cinco preditores em duas amostras distintas: uma com adultos pertencentes à terceira idade e uma outra com adultos na quarta idade. Em nenhuma das duas amostras o género se revelou um bom preditor. Uma vez que o género não se revelou estatisticamente significativo no primeiro modelo *MIMIC* testado e que, a sugestão de Girgus et al. (2017) de estratificação da amostra por grupo etário não se provou benéfica para a relação de predição da variável para a depressão, presume-se que ambos adultos mais velhos do género feminino e masculino poderão estar igualmente vulneráveis ao desenvolvimento de sintomatologia depressiva.

Também Sjöberg et al. (2017) não encontraram uma relação com significância estatística do género com a depressão, após controlarem outras variáveis sociodemográficas e fatores de saúde. Importa também notar que em Portugal, Sousa et al. (2017) realizaram uma investigação com 1680 adultos mais velhos e, com recurso à análise de regressão múltipla, revelaram que o género era um determinante significativo no desenvolvimento de sintomatologia depressiva quando testado isoladamente, mas num modelo em que eram incluídos todos os fatores relevantes para a depressão, perdia a sua significância.

Menores níveis de habilitações literárias têm sido associados a maiores níveis de depressão (Aziz & Stephens, 2013; Fiske et al., 2009; Li & Shou, 2021), porém, tal não se verificou neste estudo. A investigação portuguesa de Frade et al. (2015) também não corroborou a associação entre as habilitações literárias e depressão descrita na literatura. Como na sua investigação, a amostra do presente estudo é maioritariamente constituída por adultos mais velhos com baixa escolaridade (inferior ao 5º ano) e existe um reduzido número de indivíduos diferenciados. Li e Shou (2021), na sua amostra de 618 adultos mais velhos, obtiveram maior homogeneidade nos diferentes níveis de habilitações literárias, e observaram uma relação com significância estatística das habilitações literárias com os níveis de depressão.

4. Estudo 3: Versões Reduzidas da EDG-15

4.1. Método

4.1.1. Participantes

Os participantes dos estudos anteriores.

4.1.2. Materiais

Os mesmos dos estudos anteriores.

4.1.3. Procedimento da Recolha de Dados

Idêntico ao dos estudos anteriores.

4.1.4. Procedimento da Análise de Dados

O mesmo que no Estudo 1.

4.2. Resultados

As estatísticas do ajustamento para os testes dos modelos das versões de 10 itens encontram-se na Tabela 11. Todos os modelos, com exceção do de Zhang et al. (2022) (modelo trifatorial), eram unifatoriais.

O modelo trifatorial de Zhang et al. (2022) apresentou o melhor ajustamento em comparação aos restantes modelos, com alguns dos seus índices próximos do resultado desejável (veja-se *RMSEA* e *SRMR*).

Tabela 11

Resultados dos Índices de Ajustamento das EDG-10

Versão e teste	$S-B\chi^2_{(gl)}$	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i> [IC 90%]	<i>ECVI</i>	<i>SRMR</i>
Apóstolo et al. (2014)	696.373 ₍₃₅₎	.941	.115 [.108; .122]	.515	.128
D'ath et al. (1994)	492.517 ₍₃₅₎	.926	.096 [.088; .103]	.372	.120
Marwijk et al. (1995)	603.767 ₍₃₅₎	.922	.107 [.099; .114]	.450	.119
Zhang et al. (2022)	314.980 ₍₃₅₎	.964	.079 [.071; .087]	.252	.131

Nota. Ver abreviaturas na Tabela 4.

No entanto, no que diz respeito à sua validade estrutural (Tabela 12), o modelo apresentou problemas de VD ($\varphi^2 > VME$), VC e FC, sendo os seus valores abaixo do desejável devido aos resultados obtidos para os itens 6 e 10.

Tabela 12

Estrutura Fatorial da EDG-10 de Zhang et al. (2022)

Item (Fator)	EDG-10	
	β	R^2
3. Sente que a sua vida é vazia? (PP)	.69	.48
4. Sente-se muitas vezes desinteressado(a)?	.63	.40
11. Acha que estar vivo agora é maravilhoso?	.61	.37
14. Sente que não há esperança para a sua situação?	.52	.27
VME		.38
FC		.71

Item (Fator)	EDG-10	
	β	R^2
5. Está de bom humor a maior parte do tempo? (HP)	.77	.59
7. Sente-se feliz a maior parte do tempo?	.96	.92
13. Sente-se cheio de energia?	.66	.44
VME		.65
FC		.84
6. Tem medo de que algo de mau lhe vá acontecer? (HN)	.19	.04
10. Sente que tem mais problemas de memória do que a maior parte das pessoas?	.41	.17
12. Sente que não tem valor no estado em que agora se encontra?	.96	.92
VME		.38
FC		.57
PP-HP ($\varphi - \varphi^2$)	.74	.55
PP-HN ($\varphi - \varphi^2$)	.81	.66
HN-HP ($\varphi - \varphi^2$)	.10	.01

Nota. PP = Percepção Psicológica; HP = Humor Positivo; HN = Humor Negativo. Ver restantes abreviaturas e símbolos estatísticos na Tabela 5.

O modelo de Zhang et al. (2022) embora plausível, não era verosímil pelos problemas destacados na sua estrutura fatorial. Assim, ao comparar esta versão com aquela construída no Estudo 1, escolheu-se como melhor versão o modelo bifatorial de 10 itens resultante do primeiro estudo. Para além de ter apresentado um melhor ajustamento aos dados empíricos, a EDG-10 do Estudo 1 beneficia de ser um modelo plausível e substantivamente verosímil.

Relativamente às restantes versões reduzidas, de 5 e 4 itens, as estatísticas de ajustamento encontram-se na Tabela 13. Note-se que o modelo de 5 itens de Apóstolo et al. (2014) obteve uma variância de erro negativa no primeiro teste realizado, associada ao item 7, pelo que foi necessário fixar o seu valor em .05 de acordo com Dillon et al. (1987).

Tabela 13

Resultados dos Índices de Ajustamento das EDG-5 e EDG-4

Versão e teste	$S-B\chi^2_{(gl)}$	CFI	RMSEA [IC 90%]	ECVI	SRMR
EDG-5 Apóstolo et al. (2014)	16.509 (6)	.996	.035 [.015; .056]	.024	.046
Hoyl et al. (1999)	30.524 (5)	.988	.060 [.040; .081]	.035	.054
Iglesia et al. (2005)	78.376 (5)	.972	.101 [.082;.122]	.069	.093

Versão e teste	S-B χ^2 (gl)	CFI	RMSEA [IC 90%]	ECVI	SRMR
EDG-4 D'ath et al. (1994)	29.546 (2)	.979	.098 [.069; .131]	.032	.066
Gallaria et al. (2000)	42.388 (2)	.926	.119 [.089; .151]	.041	.091
Iglesia et al. (2005)	.586 (2)	1.000	.000 [.000;.036]	.013	.009
Marwijk et al. (1995)	35.434 (2)	.958	.108 [.079; .141]	.036	.077
Santos et al. (2019)	6.750 (2)	.997	.041 [.010; .076]	.016	.029

Nota. Ver abreviaturas na Tabela 4.

A versão de Santos et al. (2019) já validada em Portugal, apresentou um bom ajustamento, no entanto, o modelo de Iglesia et al. (2005) revelou ser o que estava mais bem ajustado aos dados empíricos. A versão de Iglesia apresentou as melhores estatísticas de ajustamento, tanto para PPE como para PPI.

Na Tabela 14 encontram-se os resultados da validade estrutural do modelo de Iglesia et al. (2005). As propriedades psicométricas da prova eram próximas do desejável, devido aos baixos valores de β e R^2 do item 5.

Tabela 14

Estrutura Fatorial da EDG-4 de Iglesia et al. (2005)

Item (Fator)	EDG-4	
	β	R^2
3. Sente que a sua vida é vazia?	.83	.69
4. Sente-se muitas vezes desinteressado(a)?	.65	.43
5. Está de bom humor a maior parte do tempo?	.42	.18
8. Sente-se muitas vezes abandonado(a)?	.79	.63
VME		.48
FC		.78

Nota. Ver abreviaturas e símbolos estatísticos na Tabela 5.

Embora fosse possível a exclusão do item 5 com o propósito de melhorar as propriedades psicométricas da prova, essa decisão não seria aconselhável uma vez que o seu conteúdo é diverso do dos demais itens e no caso da exclusão deste item o modelo estrutural do fator seria saturado; com quatro itens ele é sobre-identificado (Schumacker & Lomax, 2010). Assim, aceitou-se os valores de VME e FC do modelo com este item que muito se aproximam do desejável.

4.3. Discussão

Neste terceiro estudo pretendeu-se validar uma estrutura reduzida da EDG-15 mediante AFC, a partir dos modelos já empiricamente validados. Foram testados modelos de 10, 5 e 4 itens, dos quais foram escolhidos dois, um de 10 e outro de 4 itens, que melhor se ajustavam aos dados do presente estudo. A estrutura fatorial das escalas reduzidas foram alvo de análise, sendo consideradas as mesmas propriedades psicométricas que no primeiro estudo, nomeadamente a sua VC, FC e VD.

Relativamente à EDG-10, o modelo que se demonstrou mais bem ajustado aos dados empíricos foi o de Zhang et al. (2022), diferenciado dos restantes modelos pela sua estrutura trifatorial. No entanto, notaram-se problemas de VD, VC, e FC na sua validade estrutural. Uma vez que o primeiro estudo resultou numa versão reduzida de 10 itens da EDG-15, confrontaram-se os resultados dessa prova com os da de 10 itens de Zhang. Foi valorizada a EDG-10 do primeiro estudo, por estar mais bem ajustada aos dados empíricos e por não apresentar problemas na sua estrutura como o modelo de Zhang. Ainda que a *GDS-10* de Zhang tenha sido construída com uma amostra de grande dimensão, a sua diferencia-se da amostra deste estudo por incluir pessoas com compromisso cognitivo e por se focar unicamente nos adultos na quarta idade. Assim, os itens que o autor selecionou para constituírem a sua escala poderão não ser tão adequados para a amostra do presente estudo que inclui adultos da terceira idade e sem compromisso cognitivo. Note-se também que diferenças culturais podem justificar os diferentes itens selecionados para a *GDS-10* de Zhang et al. (2022), uma vez que os autores trabalharam com uma amostra de adultos mais velhos chineses.

Nas versões com 5 e 4 itens, destacaram-se os resultados da versão de 4 itens de Santos et al. (2019), validada empiricamente entre nós, e a de Iglesia et al. (2005) que, apesar das diferenças culturais entre a população espanhola e portuguesa, apresentou um excelente ajustamento aos dados empíricos. Importa notar que na sua investigação, Iglesia et al. (2005) selecionaram os itens que revelaram maior sensibilidade e especificidade, para discriminar entre deprimidos e não-deprimidos, através de Curvas *ROC*. Uma vez que a EDG-4 de Iglesia obteve bons resultados através de diferentes metodologias (AFC e Curvas *ROC*), é possível assegurar a utilização destes itens da prova em contextos de rastreio. Isto é, mediante a aplicação da EDG-15, o clínico poderá considerar com maior

atenção e detalhe os itens que incorporam a EDG-10 do primeiro estudo e, em especial, aqueles que constituem a EDG-4, para um rastreio mais preciso da depressão.

5. Conclusão

Foram realizados três estudos sobre as versões reduzidas da *GDS*. O primeiro permitiu a validação de uma estrutura bifatorial hierárquica para a EDG-15 (Diniz, 2007), uma versão portuguesa da *GDS-15* (Sheikh & Yesavage, 1986), com uma amostra de grande dimensão de adultos mais velhos portugueses. A análise das propriedades psicométricas desta prova (viz., VC, FC e VD), contribuiu para o conhecimento sobre o funcionamento dos itens e se alguns destes se demonstravam problemáticos como relatado na literatura. A exclusão dos itens que se revelaram problemáticos levou à criação de uma versão reduzida da EDG-15 com 10 itens que se demonstrou bem ajustada aos dados empíricos. Algumas das críticas apontadas aos itens excluídos assentam na possível influência cultural que envies a resposta dos adultos mais velhos, sendo que a realização de estudos transculturais, e a possível reformulação dos itens, seria desejável em estudos futuros. Recomenda-se ainda a utilização da EDG-15 no seu todo, considerando para análise apenas os itens que incorporam a EDG-10.

Ainda neste primeiro estudo, foi possível testar um modelo hierárquico com a EDG-10 anteriormente validada, algo que, tanto quanto foi possível apreciar, não foi ainda realizado empiricamente. Observou-se que o modelo hierárquico se encontrava bem ajustado aos dados da amostra do estudo, o que revelou uma simultânea uni e bifatorialidade da prova. A sua unifatorialidade justifica assim a utilização do somatório da pontuação da escala, permitindo a construção de dados normativos para a população de adultos mais velhos portugueses. O rastreio feito com a EDG-10 é facilitado com a utilização dos dados normativos, uma vez que se poderá situar a pontuação do participante em relação à população de adultos mais velhos portugueses.

O segundo estudo realizado permitiu concluir que tipo de variáveis sociodemográficas melhor prediziam a depressão nos adultos mais velhos desta amostra através de um modelo *MIMIC*. Num modelo global, em que estavam presentes os cinco preditores, apenas o grupo etário obteve uma relação com significância estatística. Porém, a operacionalização do estado civil em dois níveis resultou numa correlação elevada com a variável viver só, impedindo a relação de ambas variáveis com a depressão. Mediante o teste de um modelo com o estado civil e outro com a variável viver só, selecionou-se o

estado civil como melhor preditor, pelas estatísticas de ajustamento que o seu modelo apresentou, pela sua maior magnitude e com base na literatura revista.

A construção de percentis das pontuações obtidas nos grupos mediante o estado civil e mediante o grupo etário, permitiu observar com maior detalhe as diferenças entre subgrupos de adultos mais velhos no que respeita aos respetivos pontos de corte. Se um adulto mais velho com parceiro obtiver uma classificação de 6 pontos, situa-se no percentil 95, tendo apresentado uma pontuação superior a 95% da restante amostra, o que reflete um valor raro e, possivelmente, indicador da presença de depressão. Os adultos mais velhos com parceiro obtiveram a média de pontos mais baixa que todos os outros grupos, assim como o menor ponto de corte, de 5/6 pontos. Já os que não tinham parceiro destacaram-se pela sua média superior relativa aos restantes grupos, tendo alcançado um valor de 7/8 pontos como ponto de corte. Também os adultos na quarta idade demonstraram maior vulnerabilidade ao desenvolvimento de sintomas de depressão, com um ponto de corte de 7/8 pontos, enquanto os adultos na terceira idade obtiveram resultados inferiores, com um ponto de corte de 6/7 pontos.

Para identificar, dentro de cada grupo etário, os adultos mais velhos com maior vulnerabilidade à depressão, construíram-se percentis para os adultos na terceira idade com e sem parceiro e para os com e sem parceiro na quarta idade. Observou-se assim que o estado civil pode ser considerado protetor face à sintomatologia depressiva. Os adultos na quarta idade apresentaram, como esperado, maior vulnerabilidade ao desenvolvimento de sintomas de depressão, mas aqueles que se encontravam numa relação apresentaram pontuações mais baixas face aos adultos na quarta idade sem parceiro. Já os adultos pertencentes à terceira idade, mais protegidos face aos sintomas depressivos, obtiveram pontuações mais elevadas se se encontrassem sem parceiro. O ponto de corte encontrado para o percentil 95 para o grupo de adultos na terceira idade com parceiro foi de 4/5 pontos e para os adultos neste grupo etário sem parceiro foi de 7/8 pontos. Na quarta idade, o ponto de corte destacado para os sujeitos com parceiro foi de 6/7 pontos, e para os que não tinham parceiro foi novamente de 7/8 pontos. Contudo, dada a dimensão das subamostras da quarta idade (com e sem parceiro) salienta-se a complementaridade trazida pela utilização dos percentis em que os grupos etários não se encontram divididos em função do estado civil, tal como apresentado no parágrafo anterior.

No entanto, face ao ponto de corte encontrado para a amostra global e os pontos de corte destacados para as subamostras dos preditores, percebeu-se que é necessário considerar as variáveis sociodemográficas preditoras da depressão na construção de dados normativos e pontos de corte. A utilização de uma amostra global em que se encontram todos os adultos mais velhos, independentemente do seu grupo etário e estado civil provoca, como foi visto, numa alteração notória do valor obtido para o ponto de corte. Por exemplo, mediante a utilização do ponto de corte de 6/7 obtido para a amostra global, os adultos mais velhos sem parceiro com pontuações tipicamente mais elevadas, poderão ser identificados erroneamente como tendo possível depressão.

Este fenómeno estará relacionado com o porquê do ponto de corte reduzido de 1/2 sugerido por Apóstolo et al. (2018) para a *GDS-10* através de Curvas *ROC* com uma amostra não dividida em função de preditores de depressão, ter uma sensibilidade elevada, mas uma especificidade reduzida, provocando o rastreio de adultos mais velhos não-deprimidos como deprimidos. Assim, considera-se que para efeitos de rastreios mais precisos, se deverão utilizar resultados construídos através de Curvas *ROC* diferenciando grupos etários mediante o estado civil (e.g., adultos na quarta idade sem parceiro).

O último estudo realizado contribuiu para a validação de uma versão de 4 itens da EDG-15. Esta versão, inicialmente construída a partir de Curvas *ROC* por Iglesia et al. (2005), apresentou um excelente ajustamento a esta amostra de adultos mais velhos portugueses através da AFC. A utilização de metodologia diversa em amostras com diferenças culturais parece indicar que os itens que incorporam esta versão, são valorizáveis no rastreio da depressão, mediante a aplicação da EDG-10. A apreciação dos quatro itens em conjunto com os dados normativos da EDG-10 permite uma análise mais precisa sobre a presença de eventual depressão num adulto mais velho.

A presente investigação possui certas limitações. A primeira refere-se à constituição da amostra que, apesar de ser de grande dimensão e refletir homogeneidade nas suas características sociodemográficas (viz., comunitários, residentes em meio urbano e sem compromisso cognitivo), não foi extraída aleatoriamente e é unicamente composta por adultos mais velhos de zonas urbanas. Adultos mais velhos de zonas rurais apresentam diferenças substanciais na prevalência de sintomatologia depressiva (Li et al., 2011), pelo que a inclusão de participantes de zonas tipicamente mais isoladas poderá

adicionar às conclusões deste estudo sobre as variáveis preditoras da depressão e seus pontos de corte novos resultados relacionados com esta população.

Ainda, a generalização dos resultados obtidos no que se concerne às variáveis preditoras da depressão deverá ser feita com cautela. Embora se possa afirmar que o grupo etário e o estado civil foram bons preditores da depressão nesta amostra, não se aconselha a exclusão das restantes variáveis como possíveis determinantes da sintomatologia depressiva em futuras investigações. A inclusão de participantes com as mesmas características sociodemográficas que a presente amostra e a inclusão de outras características (e.g., adultos mais velhos com maiores níveis de escolaridade) poderá alterar o tipo de variáveis que predizem a depressão. Nesta amostra houve um reduzido número de adultos mais velhos com habilitações literárias acima do 3º ciclo, o que poderá ter contribuído para a não observação de uma relação de predição sobre a depressão. Já Li e Shou (2021) com uma maior homogeneidade dos diferentes níveis de habilitações literárias observaram uma relação de predição das habilitações literárias sobre os níveis de depressão.

Apontam-se ainda possíveis efeitos de desejabilidade social, associados à heteroadministração de questionários e escalas, que poderão ter contribuído para o encobrimento da importância de certos preditores considerados não estatisticamente significativos neste estudo. Por exemplo, Sjöberg et al. (2017) hipotetizaram que a falha em corroborar a predição do género sobre a depressão no seu estudo tenha sido causada por dificuldades de expressão emocional no género masculino, causadas pelos estereótipos associados ao género, que poderão ter afetado a tendência de resposta aos itens e influenciado os resultados. Estes efeitos de desejabilidade social nos homens, poderão ter influenciado a sua resposta aos itens e, assim, poderão ter afetado a relação de predição da variável género para a depressão.

Destaca-se ainda a não utilização de outros instrumentos de diagnóstico de depressão, como aqueles aplicados noutros estudos (e.g., entrevista estruturada do *DSM-5* no de Apóstolo et al., 2018), de modo a identificar a presença de perturbações depressivas nos adultos mais velhos. A EDG-15, tal como a *GDS-15*, ainda que seja considerada um bom instrumento para fins de rastreio, não permite o diagnóstico de depressão (Sheikh & Yesavage, 1986). Neste estudo não houve o agrupamento dos adultos mais velhos em deprimidos e não-deprimidos, pelo que não se utilizou Curvas

ROC para determinação de pontos de corte. Esta limitação poderá ser ultrapassada em estudos futuros, que utilizem a EDG-15 em conjunto com outros instrumentos de diagnóstico de depressão. Será então possível utilizar técnicas como as Curvas *ROC* e comparar um grupo de deprimidos com não-deprimidos, adicionando às conclusões extraídas deste estudo sobre os pontos de corte da EDG-10 considerando as diferenças etárias conjuntamente com o estado civil.

Sugere-se assim que investigações futuras que utilizem a EDG-15: 1) averiguem a influência cultural sobre a compreensão dos itens da escala, através da comparação do funcionamento estrutural da prova entre portugueses e populações de outras culturas, tal como Jang et al. (2001) fizeram; 2) incluam participantes que residam em zonas rurais de Portugal, analisando possíveis alterações nos resultados normativos agora encontrados; 3) incluam um maior número de adultos na quarta idade; 4) considerem também as habilitações literárias dos adultos mais velhos; 5) atentem à operacionalização e consequente observação da relação entre variáveis preditoras, de modo a poderem identificar padrões de relação entre variáveis que podem remeter para a existência de *confounders* (VanderWeele & Shpitser, 2013), mitigando o seu efeito sobre a depressão (tal como aconteceu com o estado civil e o viver só); 6) observem os preditores da depressão para construção de pontos de corte sobre essas variáveis através de modelos *MIMIC*; 7) noutra tipo de estudo, empreguem instrumentos adicionais de diagnóstico de depressão (e.g., entrevista estruturada do *DSM-5*) de forma a recorrer a técnicas como as Curvas *ROC* e elaborar pontos de corte para a EDG-10 que permitam a discriminação entre adultos mais velhos deprimidos e não-deprimidos mediante o grupo etário conjuntamente com o estado civil.

Apesar destas limitações e de se ter recorrido a métodos de amostragem não probabilística, a amostra do presente estudo contou com um elevado número de participantes, sendo homogénea quanto à não existência de compromisso cognitivo e tipo de residência (comunitários de meio urbano), permitindo conclusões precisas. Também os métodos de análise dos dados utilizados conferem maior uma verosimilidade a essas conclusões. Enquanto aqui se utilizou a AFC e se analisaram propriedades como a VC, VD e FC, outros estudos recorreram à AFE, analisando apenas o alfa de Cronbach na escala (e.g., Friedman et al., 2005).

A utilização dos resultados dos estudos agora apresentados para fins de rastreio de depressão nos adultos mais velhos auxiliará os clínicos não só em termos de economia de tempo e recursos, por poderem recorrer a percentis sobre a pontuação normativa portuguesa, mas também por ser uma escala benéfica para os adultos mais velhos por não exigir demasiado das suas capacidades cognitivas.

Para concluir, ao aplicar a EDG-15, o clínico deverá considerar apenas a análise dos itens relativos à EDG-10 e seus pontos de corte dos grupos etários e estado civil, que se demonstraram viáveis para o rastreio da depressão. Ainda, ao analisar os pontos de corte deve considerar-se se os itens positivos para depressão vão ao encontro daqueles destacados para a EDG-4. A observação das respostas a esses itens, conjuntamente com os pontos de corte da EDG-10, contribuirá para um rastreio mais preciso da depressão, uma vez que esses quatro itens permitiram, numa outra investigação (viz., Iglesia et al., 2005), a discriminação entre deprimidos e não-deprimidos.

Referências

- Adams, K. B., Matto, H. C., & Sanders, S. (2004). Confirmatory factor analysis of the Geriatric Depression Scale. *The Gerontologist*, 44(6), 818-826. <https://doi.org/10.1093/geront/44.6.818>
- Agência Lusa. (2021, 1 de outubro). *Estudo indica que um em cada quatro idosos se sente só e tem sintomas depressivos*. Diário de Notícias. <https://www.dnoticias.pt/2021/10/1/279433-estudo-indica-que-um-em-cada-quatro-idosos-se-sente-so-e-tem-sintomas-depressivos/>
- Almeida, O. P., & Almeida, S. A. (1999). Short versions of the geriatric depression scale: a study of their validity for the diagnosis of a major depressive episode according to ICD-10 and DSM-IV. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 14(10), 858-865.
- Alwin, D. F., Converse, P. E., & Martin, S. S. (1985). Living arrangements and social integration. *Journal of Marriage and Family* 47(2), 319-334. <https://doi.org/10.2307/352132>
- Amado, N. (2008). Sucesso no envelhecimento e histórias de vida em idosos sócio-culturalmente muito e pouco diferenciados [Dissertação de Doutoramento, Universidade Nova de Lisboa, Instituto Superior de Psicologia Aplicada – ISPA, Lisboa, Portugal]. Repositório ISPA. <http://repositorio.ispa.pt/handle/10400.12/39>
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>
- 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*, 4(3), 65-73. <https://doi.org/10.12707/RIV14033>
- Apóstolo, J. L. A., Bobrowicz-Campos, E. M., dos Reis, I. A. C., Henriques, S. J., & Correia, C. A. V. (2018). Capacidade de rastreio da Escala de Depressão Geriátrica com 10 e 5 itens. *Revista de Enfermagem Referência*, 4(16), 29-39. <https://doi.org/10.12707/RIV17062>

- Aziz, R., & Steffens, D. C. (2013). What are the causes of late-life depression?. *Psychiatric Clinics*, 36(4), 497-516. <https://doi.org/10.1016/j.psc.2013.08.001>
- Bae, S. M. (2020). Factors associated with depressive symptoms among elderly Koreans: the role of health status, work ability, financial problems, living alone, and family relationships. *Psychogeriatrics*, 20(3), 304-309. <https://doi.org/10.1111/psyg.12499>
- 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(2), 123-135. <https://doi.org/10.1159/000067946>
- Blazer, D. G. (2000). Psychiatry and the oldest old. *American Journal of Psychiatry*, 157(12), 1915-1924. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.157.12.1915>
- Blazer, D. G. (2003). Depression in late life: review and commentary. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 58(3), 249-265. <https://doi.org/10.1093/gerona/58.3.M249>
- Blazer, D. G., & Hybels, C. F. (2005). Origins of depression in later life. *Psychological Medicine*, 35(9), 1241-1252. <https://doi.org/10.1017/S0033291705004411>
- 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(2), 372-379. <https://doi.org/10.1037/0882-7974.22.2.372>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Carmel, S. (2019). Health and well-being in late life: Gender differences worldwide. *Frontiers in Medicine*, 6(218), 1-11. <https://doi.org/10.3389/fmed.2019.00218>
- Chan, E., Procter-Gray, E., Churchill, L., Cheng, J., Siden, R., Aguirre, A., & Li, W. (2020). Associations among living alone, social support and social activity in older adults. *AIMS Public Health*, 7(3), 521-534. <https://doi.org/10.3934/publichealth.2020042>
- Chang-Quan, H., Zheng-Rong, W., Yong-Hong, L., Yi-Zhou, X., & Qing-Xiu, L. (2010). Education and risk for late life depression: A meta-analysis of published literature. *The International Journal of Psychiatry in Medicine*, 40(1), 109-124. <https://doi.org/10.2190/PM.40.1.i>

- Chiang, K. S., Green, K. E., & Cox, E. O. (2009). Rasch analysis of the Geriatric Depression Scale–Short form. *The Gerontologist*, *49*(2), 262-275. <https://doi.org/10.1093/geront/gnp018>
- Chou, K. L., Ho, A. H. Y., & Chi, I. (2006). Living alone and depression in Chinese older adults. *Aging and Mental Health*, *10*(6), 583-591. <https://doi.org/10.1080/13607860600641150>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- Cornett, P. F. (2009). *Factors of the Geriatric Depression Scale that may distinguish between four cognitive diagnostic groups: Normal, mild cognitive impairment, dementia of the Alzheimer's type, and vascular dementia*. [Doctoral dissertation, University of North Texas]. UNT Digital Library. <https://digital.library.unt.edu/ark:/67531/metadc12105/>
- D'Ath, P., Katona, P., Mullan, E., Evans, S., & Katona, C. (1994). Screening, detection and management of depression in elderly primary care attenders. I: The acceptability and performance of the 15 item Geriatric Depression Scale (GDS-15) and the development of short versions. *Family Practice*, *11*(3), 260–266. <https://doi.org/10.1093/fampra/11.3.260>
- Daely, S., Nuraini, T., Gayatri, D., & Pujasari, H. (2022). Impacts of age and marital status on the elderly's quality of life in an elderly social institution. *Journal of Public Health Research*, *11*(2). <https://doi.org/10.4081/jphr.2021.2731>
- Dean, A., Kolody, B., Wood, P., & Matt, G. E. (1992). The influence of living alone on depression in elderly persons. *Journal of Aging and Health*, *4*(1), 3-18. <https://doi.org/10.1177/0898264392004001>
- Dillon, W. R., Kumar, A., & Mulani, N. (1987). Offending estimates in covariance structure analysis: Comments on the causes of and solutions to Heywood cases. *Psychological Bulletin*, *101*(1), 126-135. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.101.1.126>
- Diniz, A. M. (2007). *Escala de Depressão Geriátrica – Versão Reduzida (EDG-15)*. Instrumento não publicado, derivado da *Geriatric Depression Scale – Short Version (GDS-15)*; Sheikh & Yesavage, 1986).

- Diniz, A. M., & Amado, N. (2014). Procedures for successful data collection through psychological tests in the elderly. *Psicologia Reflexão e Crítica*, 27(3), 491-497. <https://doi.org/10.1590/1678-7153.201427309>.
- Djernes, J. K. (2006). Prevalence and predictors of depression in populations of elderly: A review. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 113(5), 372-387. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.2006.00770.x>
- Durmaz, B., Soysal, P., Ellidokuz, H., & Isik, A. T. (2018). Validity and reliability of geriatric depression scale-15 (short form) in Turkish older adults. *Northern Clinics of Istanbul*, 5(3), 216-220. <https://doi.org/10.14744/nci.2017.85047>
- Elisson, J. M., Kyomen, H. H., & Verma, S. (2009). Preface. In J. M. Elisson, H. H. Kyomen & S. Verma (Eds.), *Mood disorders in late life* (2nd ed., pp. iii). Informa Healthcare USA, Inc.
- Faisal-Cury, A., Zibold, C., Rodrigues, D. M. O., & Matijasevich, A. (2022). Depression underdiagnosis: Prevalence and associated factors. A population-based study. *Journal of Psychiatric Research*, 151, 157-165. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2022.04.025>
- Fernandes, I., Neves, F., Guimarães, P., Rolim, K. M., Albuquerque, F. H., Andrade, L., & Millones, R. (2020). Perfil sociodemográfico da depressão em idosos no Brasil: Revisão integrativa. *Revista Millenium*, 2(12), 79-84. <https://doi.org/10.29352/mill0212.07.00305>
- Fiske, A., Wetherell, J. L., & Gatz, M. (2009). Depression in older adults. *Annual Review of Clinical Psychology*, 5, 363-389. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.032408.153621>
- Frade, J., Barbosa, P., Cardoso, S., & Nunes, C. (2015). Depressão no idoso: Sintomas em indivíduos institucionalizados e não-institucionalizados. *Revista de Enfermagem Referência*, 4(4), 41-49. <http://dx.doi.org/10.12707/RIV14030>
- Friedman, B., Heisel, M. J., & Delavan, R. L. (2005). Psychometric properties of the 15-item Geriatric Depression Scale in functionally impaired, cognitively intact, community-dwelling elderly primary care patients. *Journal of the American Geriatrics Society*, 53(9), 1570-1576. <https://doi.org/10.1111/j.1532-5415.2005.53461.x>

- 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(3), 189-198. [https://doi.org/10.1016/0022-3956\(75\)90026-6](https://doi.org/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(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Forster, M. R. (2002). Predictive accuracy as an achievable goal of science. *Philosophy of Science*, 69(S3), S124-S134. <https://doi.org/10.1086/341840>
- Galaria, I. I., Casten, R. J., & Rovner, B. W. (2000). Development of a shorter version of the geriatric depression scale for visually impaired older patients. *International Psychogeriatrics*, 12(4), 435-443. <https://doi.org/10.1017/s1041610200006554>
- Girgus, J. S., Yang, K., & Ferri, C. V. (2017). The gender difference in depression: Are elderly women at greater risk for depression than elderly men?. *Geriatrics*, 2(4), 1-21. <https://doi.org/10.3390/geriatrics2040035>
- Gonçalves, D. C., Albuquerque, P. B., Byrne, G. J., & Pachana, N. A. (2009). Assessment of depression in aging contexts: General considerations when working with older adults. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40(6), 609-616. <https://doi.org/10.1037/a0017305>
- Hamilton, M. (1960). A rating scale for depression. *Journal of Neurology, Neurosurgery, and Psychiatry*, 23(1), 56-62. <https://doi.org/10.1136/jnnp.23.1.56>
- Higgs, P., & Gilleard, C. (2017). *Rethinking old age: Theorising the fourth age*. Bloomsbury Publishing.
- Horackova, K., Kopecek, M., Machů, V., Kagstrom, A., Aarsland, D., Motlova, L. B., & Cermakova, P. (2019). Prevalence of late-life depression and gap in mental health service use across European regions. *European Psychiatry*, 57, 19-25. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eurpsy.2018.12.002>
- Hoyl, M. T., Alessi, C. A., Harker, J. O., Josephson, K. R., Pietruszka, F. M., Koelfgen, M., ... & Rubenstein, L. Z. (1999). Development and testing of a five-item version of the Geriatric Depression Scale. *Journal of the American Geriatrics Society*, 47(7), 873-878. <https://doi.org/10.1111/j.1532-5415.1999.tb03848.x>

- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Iglesia, J. M., Vilches, M. O., Herrero, R. D., Taberné, C. A., Colomer, C. A., & Blanco, M. A. (2005). Abreviar lo breve. Aproximación a versiones ultracortas del cuestionario de Yesavage para el cribado de la depresión. *Atención Primaria*, 35(1), 14-21. <https://doi.org/10.1157/13071040>
- Instituto Nacional de Estatística. (2021). Tábuas de mortalidade em Portugal. https://www.ine.pt/xportal/xmain?xpid=INE&xpgid=ine_destaques&DESTAQUES_dest_boui=473165852&DESTAQUESmodo=2
- International Test Commission. (2010). *International Test Commission Guidelines for translating and adapting tests*. <http://www.intestcom.org>
- Izal, M., Montorio, I., Nuevo, R., Pérez-Rojo, G., & Cabrera, I. (2010). Optimising the diagnostic performance of the Geriatric Depression Scale. *Psychiatry Research*, 178(1), 142-146. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2009.02.018>
- Jang, Y., Small, B. J., & Haley, W. E. (2001). Cross-cultural comparability of the Geriatric Depression Scale: Comparison between older Koreans and older Americans. *Aging & Mental Health*, 5(1), 31-37. <https://doi.org/10.1080/13607860020020618>
- Johansson, S., Lövheim, H., Olofsson, B., Gustafson, Y., & Niklasson, J. (2022). A clinically feasible short version of the 15-item geriatric depression scale extracted using item response theory in a sample of adults aged 85 years and older. *Aging & Mental Health*, 26(2), 431-437. <https://doi.org/10.1080/13607863.2021.1881759>
- Jöreskog, K. G., & Goldberger, A. S. (1975). Estimation of a model with multiple indicators and multiple causes of a single latent variable. *Journal of the American Statistical Association*, 70(351a), 631-639. <https://doi.org/10.1080/01621459.1975.10482485>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *PRELIS 2: User's reference guide; A program for multivariate data screening and data summarization: A preprocessor for LISREL*. Scientific Software International.

- Jöreskog, K. G. (2005). Structural equation modeling with ordinal variables using LISREL. [http:// www.ssicentral.com/lisrel/techdocs](http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs)
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). LISREL 8.80 for Windows [Computer software]. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kim, G., DeCoster, J., Huang, C. H., & Bryant, A. N. (2013). A meta-analysis of the factor structure of the Geriatric Depression Scale (GDS): The effects of language. *International Psychogeriatrics*, 25(1), 71-81. <https://doi.org/10.1017/S1041610212001421>
- Kumar, S., Joseph, S., & Abraham, A. (2021). Prevalence of depression amongst the Elderly population in old age homes of Mangalore city. *Journal of Family Medicine and Primary Care*, 10(5), 1868-1872. https://doi.org/10.4103/jfmprc.jfmprc_1850_20
- Kurlowicz, L., & Wallace, M. (1999). The Mini-Mental State Examination (MMSE). *Journal of Gerontological Nursing*, 25(5), 8-9. <https://doi.org/10.3928/0098-9134-19990501-08>
- Lai, D. W. L., Fung, T. S., & Yuen, C. T. Y. (2005). The factor structure of a Chinese version of the Geriatric Depression Scale. *The International Journal of Psychiatry in Medicine*, 35(2), 137-148. <https://doi.org/10.2190/CRK0-CBN7-QEVE-XWPG>
- Lai, D., Tong, H., Zeng, Q., & Xu, W. (2009). The factor structure of a Chinese Geriatric Depression Scale-SF: Use with alone elderly Chinese in Shanghai, China. *International Journal of Geriatric Psychiatry: A Journal of the Psychiatry of Late Life and Allied Sciences*, 25(5), 503-510. <https://doi.org/10.1002/gps.2369>
- Lawrence, J., Davidoff, D. A., Kennedy, J. S., & Elisson, J. M. (2009). Diagnosing depression in later life. In J. M. Elisson, H. H. Kyomen & S. Verma (Eds.), *Mood disorders in late life* (2nd ed., pp. 1–14). Informa Healthcare USA, Inc.
- Li, L. W., Liu, J., Xu, H., & Zhang, Z. (2016). Understanding rural–urban differences in depressive symptoms among older adults in China. *Journal of Aging and Health*, 28(2), 1-22. <https://doi.org/10.1177/0898264315591003>
- Li, N., & Shou, J. (2021). The prevalence and correlates of depression in elderly outpatients in community health centers. *Journal of Affective Disorders Reports*, 3, 100044. <https://doi.org/10.1016/j.jadr.2020.100044>
- Luppa, M., Sikorski, C., Luck, T., Ehreke, L., Konnopka, A., Wiese, 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(3), 212-221. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2010.11.033>
- Mandolikar, R. Y., Naik, P., Akram, M. S., & Nirgude, A. S. (2017). Depression among the elderly: A cross-sectional study in an urban community. *International Journal of Medical Science and Public Health*, 6(2), 318-23. <https://doi.org/10.5455/ijmsph.2017.01082016609>
- Marwijk, H. W., Wallace, P., de Bock, G. H., Hermans, J. O., Kaptein, A. A., & Mulder, J. D. (1995). Evaluation of the feasibility, reliability and diagnostic value of shortened versions of the Geriatric Depression Scale. *British Journal of General Practice*, 45(393), 195-199.
- Moeini, B., Barati, M., Farhadian, M., & Ara, M. H. (2018). The association between social support and happiness among elderly in Iran. *Korean Journal of Family Medicine*, 39(4), 260-265. <https://doi.org/10.4082/kjfm.17.0121>
- Mohan, Y., Jain, T., Krishna, S., Rajkumar, A., & Bonigi, S. (2017). Elderly depression: Unnoticed public health problem in India-a study on prevalence of depression and its associated factors among people above 60 years in a semi urban area in Chennai. *International Journal of Community Medicine and Public Health*, 4(9), 3468-3472. <http://dx.doi.org/10.18203/2394-6040.ijcmph20173863>
- 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.
- Neugarten, B. L. (1974). Age groups in American society and the rise of the young-old. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 415(1), 187-198. <https://doi.org/10.1177/000271627441500114>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Papalia, D. E., & Feldman, R. D. (2013). *Desenvolvimento Humano* (C. Monteiro & M. C., Silva, Trans.; 12nd ed.). The McGraw-Hill Companies, Inc. (Originalmente publicado em 2012)
- PORDATA. (2022). *Indicadores de envelhecimento segundo os Censos*. <https://www.pordata.pt/portugal/indicadores+de+envelhecimento+segundo+os+censos-525>

- Peterson, W. W. T. G., Birdsall, T., & Fox, W. (1954). The theory of signal detectability. *Transactions of the IRE Professional Group on Information Theory*, 4(4), 171-212. <https://doi.org/10.1109/TIT.1954.1057460>
- Reher, D., & Requena, M. (2018). Living alone in later life: A global perspective. *Population and Development Review* 44(3), 427-454. <https://www.jstor.org/stable/26622850>
- Rowe, J. W., & Kahn, R. L. (1987). Human aging: Usual and successful. *Science*, 237(4811), 143-149. <https://doi.org/10.1126/science.3299702>
- Sachs-Ericsson, N., & Blazer, D. G. (2012). Depression in later life: A etiology, epidemiology, assessment, diagnosis and treatment. In A. J. Sinclair, J. E. Morley, & B. Vellas (Eds.), *Pathy's principles and practice of geriatric Medicine* (5th ed., pp. 1001-1015). John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/9781119952930.ch83>
- Santos, A. J., Nunes, B., Kislaya, I., Gil, A. P., & Ribeiro, O. (2019). Estudo de validação em Portugal de uma versão reduzida da Escala de Depressão Geriátrica. *Análise Psicológica*, 37(3), 405-415. <https://doi.org/10.14417/ap.1505>
- 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.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling* (3rd ed.). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9780203851319>
- Sheikh, J. I., & Yesavage, J. A. (1986). Geriatric Depression Scale (GDS): Recent evidence and development of a shorter version. *Clinical Gerontologist: The Journal of Aging and Mental Health*, 5(1-2), 165-173. https://doi.org/10.1300/J018v05n01_09
- Simões, M. R., Sousa, L. B., Vilar, M., Pinho, S. M., Prieto, G., & Firmino, H. (2017). Escala de Depressão Geriátrica (GDS). In M. M. Gonçalves, M. R. Simões, & L. S. Almeida (Eds.), *Psicologia clínica e da saúde: Instrumentos de avaliação* (pp. 219-232). Pactor
- Sjöberg, L., Karlsson, B., Atti, A. R., Skoog, I., Fratiglioni, L., & Wang, H. X. (2017). Prevalence of depression: Comparisons of different depression definitions in population-based samples of older adults. *Journal of Affective Disorders*, 221, 123-131. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.06.011>

- Skoog, I. (2011). Psychiatric disorders in the elderly. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 56(7), 387-397. <https://doi.org/10.1177/070674371105600702>
- Sousa, R. D. D., Rodrigues, A. M., Gregório, M. J., Branco, J. D. C., Gouveia, M. J., Canhão, H., & Dias, S. S. (2017). Anxiety and depression in the Portuguese older adults: Prevalence and associated factors. *Frontiers in Medicine*, 4(196). <https://doi.org/10.3389/fmed.2017.00196>
- Stahl, S. T., Beach, S. R., Musa, D., & Schulz, R. (2016). Living alone and depression: The modifying role of the perceived neighborhood environment. *Aging & Mental Health*, 21(10), 1065-1071. <http://dx.doi.org/10.1080/13607863.2016.1191060>
- Stanford. (n.d.). *Mood scale (short form)*. <https://web.stanford.edu/~yesavage/GDS.english.short.score.html>
- Sugishita, K., Sugishita, M., Hemmi, I., Asada, T., & Tanigawa, T. (2017). A validity and reliability study of the Japanese version of the Geriatric Depression Scale 15 (GDS-15-J). *Clinical Gerontologist*, 40(4), 233-240. <https://doi.org/10.1080/07317115.2016.1199452>
- Teixeira, A. (2012). Identidades religiosas em Portugal: Representações, valores e práticas - 2011. Universidade Católica Portuguesa, Centro de Estudos e Sondagens de Opinião & Centro de Estudos de Religiões e Culturas. https://www.udip.porto.ucp.pt/sites/default/files/files/UDIP/Documentos/Sondagem_Abril%202012.pdf
- VanderWeele, T. J., & Shpitser, I. (2013). On the definition of a confounder. *Annals of Statistics*, 41(1), 196-220. <https://doi.org/10.1214/12-aos1058>
- Vicent, J. (2003). *Old age*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203449929>
- Weintraub, D., Oehlberg, K. A., Katz, I. R., & Stern, M. B. (2006). Test characteristics of the 15-item Geriatric Depression Scale and Hamilton Depression Rating Scale in Parkinson disease. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 14(2), 169-175. <https://doi.org/10.1097/01.JGP.0000192488.66049.4b>
- Weyerer, S., Eifflaender-Gorfer, S., Wiese, B., Lippa, M., Pentzek, M., Bickel, H., ... & 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(2), 173-180. <https://doi.org/10.1093/ageing/afs184>

- Wongpakaran, N., Wongpakaran, T., & Van Reekum, R. (2013). The use of GDS-15 in detecting MDD: A comparison between residents in a Thai long-term care home and geriatric outpatients. *Journal of Clinical Medicine Research*, 5(2), 101-111. <https://doi.org/10.4021/jocmr1239w>
- Wongpakaran, N., Wongpakaran, T., & Kuntawong, P. (2019). Evaluating hierarchical items of the Geriatric Depression Scale through factor analysis and item response theory. *Heliyon*, 5(8), Article e02300. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e02300>
- World Health Organization. (2022). *Ageing*. https://www.who.int/health-topics/ageing#tab=tab_1
- World Health Organization. (2021). *Depression*. <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/depression>
- Yan, X. Y., Huang, S. M., Huang, C. Q., Wu, W. H., & Qin, Y. (2011). Marital status and risk for late life depression: A meta-analysis of the published literature. *Journal of International Medical Research*, 39(4), 1142-1154. <https://doi.org/10.1177/147323001103900402>
- Yesavage, J. A., Brink, T. L., Rose, T. L., Lum, O., Huang, V., Adey, M., & Leirer, V. O. (1983). Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report. *Journal of Psychiatric Research*, 17(1), 37-49. [https://doi.org/10.1016/0022-3956\(82\)90033-4](https://doi.org/10.1016/0022-3956(82)90033-4)
- Zhang, C., Zhang, H., Zhao, M., Chen, C., Li, Z., Liu, D., ... & Yao, Y. (2022). Psychometric properties and modification of the 15-item Geriatric Depression Scale among Chinese oldest-old and centenarians: A mixed-methods study. *BMC Geriatrics*, 22(1), 1-13. <https://doi.org/10.1186/s12877-022-02833-x>