

ARTIGO ORIGINAL

Propriedades psicométricas da versão portuguesa do *European Health Literacy Survey Questionnaire* (HLS-EU-PT-Q16) em estudantes de Enfermagem

Psychometric properties of the Portuguese version of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-PT-Q16) in nursing students

Patrícia Monteiro¹
Mariana Rodrigues^{1,2}
Amorim Rosa^{1,2}
Luís Loureiro^{1,2}

¹ Escola Superior de Enfermagem da Universidade de Coimbra (ESEUC), Coimbra, Portugal

² Unidade de Investigação em Ciências da Saúde: Enfermagem (UICISA: E), Coimbra, Portugal

Recebido: 30/05/2025; Revisto: 01/04/2026; Aceite: 20/05/2026.

<https://doi.org/10.31211/rpics.2026.12.1.415>



Resumo

Contexto: A literacia em saúde constitui um determinante social de saúde e uma prioridade de saúde pública, exigindo uma mensuração credível, rigorosa e adequada aos contextos. **Objetivo:** Avaliar as propriedades psicométricas — validade estrutural, fiabilidade, validade convergente e validade discriminante — da versão portuguesa do *European Health Literacy Survey Questionnaire* (HLS-EU-PT-Q16) numa amostra de estudantes de enfermagem. **Métodos:** Realizou-se um estudo metodológico com uma amostra de 476 estudantes de licenciatura em Enfermagem de uma instituição de ensino superior da região Centro de Portugal continental. Os dados foram recolhidos presencialmente, em sala de aula, através da plataforma *Google Forms*, após consentimento informado eletrónico. **Resultados:** A análise fatorial exploratória revelou uma solução de três fatores que difere da estrutura teórica original, sugerindo uma reconfiguração empírica dos domínios da literacia em saúde nesta amostra. As análises fatoriais confirmatórias indicaram que os modelos de três fatores correlacionados (de derivação teórica e empírica) apresentaram ajustamento superior ao do modelo unifatorial. Todos os modelos evidenciaram fiabilidade muito satisfatória. A validade convergente revelou-se a principal fragilidade, ao passo que a validade discriminante, avaliada pelo critério HTMT, foi satisfatória em ambos os modelos de três fatores. **Conclusões:** Os resultados sustentam a multidimensionalidade da literacia em saúde, com os modelos de três fatores a apresentarem melhor ajustamento do que o modelo unifatorial. No contexto do ensino superior português, as dimensões da literacia em saúde parecem evidenciar forte integração funcional e conceptual, sem comprometer a distinção empírica dos seus construtos.

Palavras-Chave: Análise fatorial confirmatória; Literacia em saúde; Estudantes de Enfermagem; Propriedades psicométricas; Validação.

DI&D | ISMT

rpics@ismt.pt

<https://rpics.ismt.pt>

Publicação em Acesso Aberto

©2026. Autora(s)/Autor(es). Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob a Licença Creative Commons Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução sem restrições em qualquer meio, desde que o trabalho original seja devidamente citado.

Luís Loureiro

Escola Superior de Enfermagem da Universidade de Coimbra,
Avenida Bissaya Barreto, s/n
3004-011 Coimbra
Tel.: +351 239 802 850
E-mail: luisloureiro@esenfc.pt

Abstract

Context: Health literacy is a social determinant of health and a public health priority, requiring credible, rigorous, and context-appropriate measurement. **Objective:** To examine the psychometric properties — structural validity, reliability, convergent validity, and discriminant validity — of the Portuguese version of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-PT-Q16) in a sample of nursing students. **Method:** A methodological study was conducted with 476 undergraduate nursing students from a higher education institution in the central region of mainland Portugal. Data were collected in person in classrooms using Google Forms, with electronic informed consent. **Results:** Exploratory factor analysis yielded a three-factor solution that diverged from the original theoretical structure, suggesting an empirical reconfiguration of the health literacy domains in this sample. Confirmatory factor analyses indicated that the correlated three-factor models (both theoretically and empirically derived) provided a superior fit to the data relative to the unifactorial model. All models displayed highly satisfactory reliability. Convergent validity emerged as the main psychometric weakness, whereas discriminant validity, assessed through the HTMT criterion, was satisfactory in both three-factor models. **Conclusions:** The findings support the multidimensionality of health literacy, with the three-factor models outperforming the unifactorial model. In the Portuguese higher education context, the dimensions of health literacy appear to display strong functional and conceptual integration without compromising the empirical independence of the underlying constructs.

Keywords: Confirmatory factor analysis; Health literacy; Nursing students; Psychometric properties; Validation.

Introdução

O conceito de Literacia em Saúde foi introduzido em 1974 por Scott Simonds, nos EUA, no artigo "Health Education as Social Policy" (Simonds, 1974). O primeiro trabalho de referência na aplicação do conceito de literacia ao domínio da saúde surgiu, contudo, com o manual de Doak et al. (1985) [Loureiro, 2024]. Nessa obra, os autores destacam a necessidade de desenvolver competências que permitam aos doentes interpretar informação clínica, designadamente a compreensão de prescrições, rótulos de medicamentos, marcações de consultas e demais elementos associados aos cuidados de saúde (Zanini et al., 2023).

A primeira definição e operacionalização consistente do conceito de literacia em saúde data de meados da década de 1990, com os trabalhos pioneiros de Nutbeam e colaboradores na Austrália (Nutbeam et al., 1993; Loureiro et al., 2012). Nessa formulação, a literacia em saúde é entendida como a capacidade de aceder, compreender e utilizar informação em saúde com vista à promoção da saúde (Loureiro, 2024). As décadas subsequentes foram profícuas, quer pela proliferação de definições e modelos compreensivos e explicativos da literacia em saúde, quer pela ênfase conferida ao construto em saúde pública, passando a ser considerado um determinante social da saúde e uma competência fulcral para a tomada de decisão informada do cidadão (Michou & Costarelli, 2022).

Ao longo da última década, particularmente a partir dos trabalhos de Sørensen et al. (2012), que prolongam em larga medida a tradição de Nutbeam et al. (1993), a literacia em saúde passou a assumir destaque teórico e empírico sobretudo no contexto europeu. Da revisão crítica do conceito emergiu a definição atualmente mais consensual:

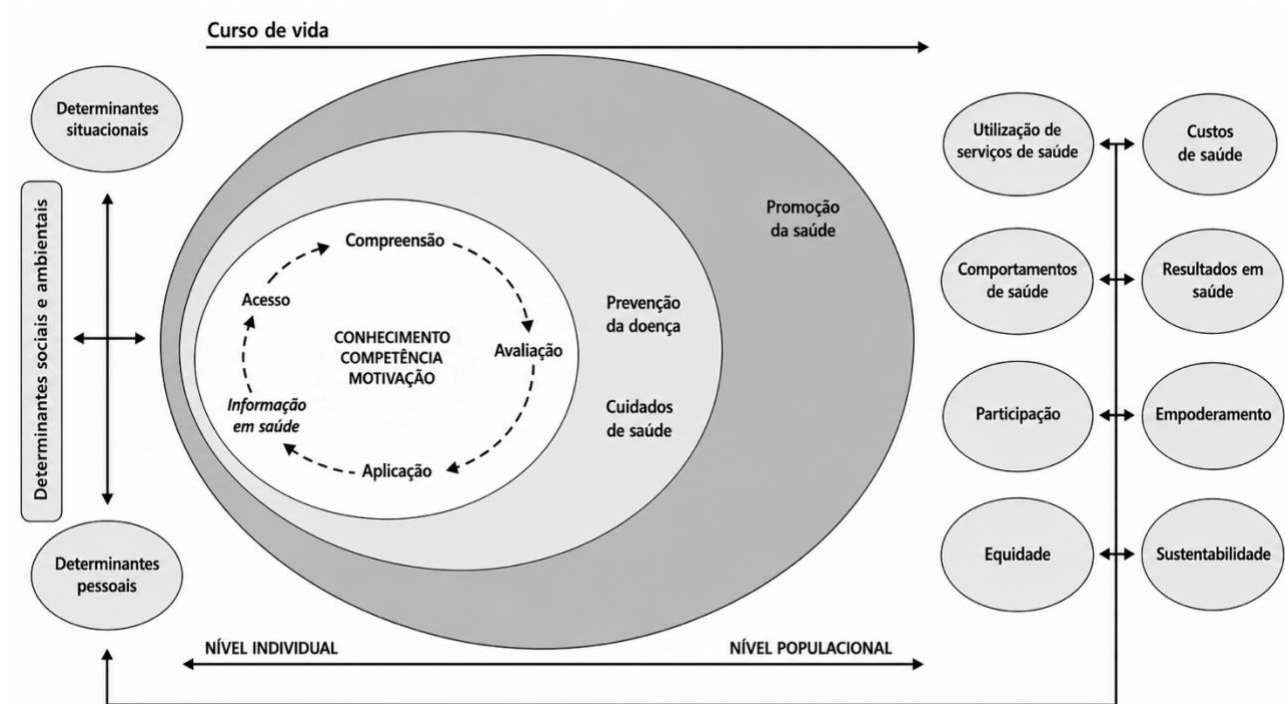
A literacia em saúde está ligada à literacia e implica o conhecimento, a motivação e as competências das pessoas para aceder, compreender, avaliar e aplicar informação em saúde de forma a formar juízos e tomar decisões no quotidiano sobre cuidados de saúde, prevenção de doenças e promoção da saúde, para manter ou melhorar a qualidade de vida durante o ciclo de vida (Sørensen et al., 2012, p. 3).

Na representação gráfica do modelo (Figura 1), os autores propõem um modelo integrado de literacia em saúde que combina, no centro, um modelo conceptual das principais dimensões da literacia em saúde com, em torno dele, um modelo lógico dos seus antecedentes e consequências. O núcleo do modelo engloba quatro

competências, relativas ao processamento da informação em saúde — aceder, compreender, avaliar e aplicar —, assentes no conhecimento, na motivação e nas competências dos indivíduos. Estas competências mobilizam-se em três domínios da saúde: cuidados de saúde, prevenção da doença e promoção da saúde. O modelo distingue ainda determinantes mais distais, de natureza societal e ambiental, e determinantes mais proximais, de natureza pessoal e situacional, explicitando a sua articulação com a utilização de serviços de saúde, os comportamentos de saúde, a participação, o empoderamento, a equidade, a sustentabilidade, os resultados em saúde e os custos de saúde. Em simultâneo, enquadra a literacia em saúde numa progressão do nível individual para o nível populacional e numa perspetiva de curso de vida (Sørensen et al., 2012).

Figura 1

Modelo Integrado de Literacia em Saúde



Nota. Adaptado e traduzido de Health literacy and public health: A systematic review and integration of definitions and models, por K. Sørensen, S. Van den Broucke, J. Fullam, G. Doyle, J. Pelikan, Z. Slonska e H. Brand, 2012, *BMC Public Health*, 12, Artigo 80 (<https://doi.org/10.1186/1471-2458-12-80>). Licença CC BY 2.0.

O núcleo do modelo (Tabela 1) é operacionalizado por Sørensen et al. (2012, 2013) numa matriz de 12 células, resultante do cruzamento entre quatro competências de processamento da informação em saúde — acesso/obtenção, compreensão, avaliação e aplicação/uso — e três domínios da saúde: cuidados de saúde, prevenção da doença e promoção da saúde. As 12 células correspondem a subdimensões da literacia em saúde e serviram de base ao desenvolvimento do *European Health Literacy Survey Questionnaire* (HLS-EU-Q), na versão de 47 itens (HLS-EU-Q47), a partir da qual foram posteriormente desenvolvidas versões reduzidas, incluindo a versão de 16 itens utilizada no presente estudo.

Tabela 1**Matriz conceitual da Literacia em Saúde Subjacente ao HLS-EU-Q**

| Domínio da literacia em saúde | Acesso/obtenção de informação relevante para a saúde | Compreensão da informação relevante para a saúde | Avaliação da informação relevante para a saúde | Aplicação/uso da informação relevante para a saúde |
|-------------------------------|---|--|--|---|
| Cuidados de saúde | 1. Capacidade de obter informação sobre questões médicas ou clínicas. | 2. Capacidade de compreender informação médica e extrair significado. | 3. Capacidade de interpretar e avaliar informação médica. | 4. Capacidade de tomar decisões informadas sobre questões médicas. |
| Prevenção da doença | 5. Capacidade de obter informação sobre fatores de risco para a saúde. | 6. Capacidade de compreender informação sobre fatores de risco e extrair significado. | 7. Capacidade de interpretar e avaliar informação sobre fatores de risco para a saúde. | 8. Capacidade de tomar decisões informadas sobre fatores de risco para a saúde. |
| Promoção da saúde | 9. Capacidade de se manter atualizado relativamente aos determinantes da saúde no ambiente social e físico. | 10. Capacidade de compreender informação sobre determinantes da saúde no ambiente social e físico e extrair significado. | 11. Capacidade de interpretar e avaliar informação sobre determinantes da saúde no ambiente social e físico. | 12. Capacidade de tomar decisões informadas sobre determinantes da saúde no ambiente social e físico. |

Nota. HLS-EU-Q = *European Health Literacy Survey Questionnaire*. Adaptado de Sørensen et al. (2012, 2013).

Os trabalhos do European Health Literacy Consortium conduziram ao desenvolvimento do *European Health Literacy Survey Questionnaire* (HLS-EU-Q), um instrumento concebido para avaliar a literacia em saúde em populações europeias (Sørensen et al., 2012). A versão original de 47 itens (HLS-EU-Q47) deu origem a versões abreviadas, designadamente o HLS-EU-Q16 e o HLS-EU-Q6. No contexto português, a versão longa de 47 itens foi previamente validada, tendo posteriormente sido estudadas as versões portuguesas HLS-EU-PT-Q16 e HLS-EU-PT-Q6 (Pedro et al., 2016, 2023). As traduções e adaptações do instrumento para outros contextos culturais são numerosas e não se circunscrevem ao espaço europeu (Niedorys et al., 2020). Contudo, os estudos sobre a validade de construto destas versões permanecem escassos, e os resultados disponíveis são, por vezes, divergentes, o que reforça a necessidade de uma avaliação psicométrica consistente e rigorosa. Neste enquadramento, o presente estudo teve como objetivo geral avaliar as propriedades psicométricas da versão portuguesa de 16 itens do *European Health Literacy Survey Questionnaire* (HLS-EU-PT-Q16) numa amostra de estudantes de Enfermagem do ensino superior em Portugal. Constituíram objetivos específicos: (i) avaliar a validade estrutural por análise fatorial exploratória (AFE) e análise fatorial confirmatória (AFC); (ii) examinar a fiabilidade; (iii) avaliar a validade convergente e discriminante; e (iv) analisar a associação entre o nível de literacia em saúde e o ano curricular frequentado.

Método

Desenho do Estudo

Tratou-se de um estudo metodológico de natureza quantitativa, com desenho transversal, orientado para a avaliação das propriedades psicométricas da versão portuguesa do HLS-EU-PT-Q16 em estudantes de Enfermagem.

Participantes

A amostra foi constituída por 476 estudantes da licenciatura em Enfermagem de uma instituição de ensino superior da região Centro de Portugal continental. Relativamente ao género, dois participantes não responderam a esta variável; entre os casos válidos, 81 eram do género masculino (17,0%) e 395 do género feminino (83,0%). A idade média foi de 20,41 anos ($DP = 4,72$; $Mdn = 19$; $Mo = 18$). Quanto ao ano curricular, 283 estudantes frequentavam o 1.º ano (59,5%) e 193 frequentavam o 4.º ano (40,5%).

Instrumentos

Questionário Sociodemográfico

Foi aplicado um questionário sociodemográfico breve, elaborado para o presente estudo, destinado à caracterização dos participantes quanto ao género, idade e ano curricular frequentado.

European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-PT- Q16)

Neste estudo foi utilizada o HLS-EU-PT-Q16 (Pedro et al., 2023), derivado da versão longa de 47 itens previamente validado para a população portuguesa (HLS-EU-PT-Q47; Pedro et al., 2016). O instrumento avalia a perceção de dificuldade na realização de tarefas relacionadas com literacia em saúde, abrangendo os três domínios do modelo conceptual original: Cuidados de saúde, Prevenção da doença e Promoção da

saúde. Estes domínios articulam-se com quatro competências de processamento da informação em saúde — acesso/obtenção, compreensão, avaliação e aplicação/uso — embora a versão de 16 itens não represente de forma integral todas as 12 subdimensões da matriz original. Os itens são respondidos numa escala ordinal de quatro pontos, variando entre 1 (*muito difícil*) e 4 (*muito fácil*). Na cotação recomendada para a classificação do nível de literacia em saúde, as respostas muito difícil e difícil são recodificadas como 0, e as respostas *fácil* e *muito fácil* como 1 (Pedro et al., 2023). A pontuação total resulta da soma dos 16 itens, variando entre 0 e 16 pontos, sendo classificado como literacia em saúde inadequada (0–8), problemática (9–12) ou adequada (13–16). Segundo Pedro et al. (2023), o cálculo da pontuação total requer resposta válida a pelo menos 14 dos 16 itens. No estudo de validação português, o HLS-EU-PT-Q16 apresentou consistência interna adequada, com α de Cronbach = 0,89, e elevada associação com o índice geral da versão de 47 itens, apoiando a sua utilização como forma breve para avaliação da literacia em saúde na população portuguesa (Pedro et al., 2023).

Procedimentos

O estudo está integrado num projeto designado por Primeira Ajuda em Saúde Mental (PASM) em estudantes de enfermagem, com início em 2020 e término em 2025. O estudo obteve parecer favorável da Comissão de Ética da Unidade de Investigação em Ciências da Saúde: Enfermagem (UICISA: E), sob o N.º P603/06-2019, emitido em 16/07/2019. Foi igualmente obtida autorização institucional junto da Escola Superior de Enfermagem da Universidade de Coimbra (ESEUC).

A recolha de dados decorreu em setembro de 2024, em sala de aula, com recurso à plataforma *Google Forms*. Os investigadores estiveram presentes em todas as sessões de administração, exclusivamente para apresentar o estudo, disponibilizar o acesso ao questionário e esclarecer eventuais dúvidas, sem interferir no preenchimento das respostas. O acesso ao questionário foi disponibilizado por código QR durante o tempo letivo. Antes de responderem, os participantes receberam informação sobre os objetivos do estudo, o carácter voluntário da participação, a possibilidade de desistir a qualquer momento sem qualquer penalização académica e as condições de anonimato/confidencialidade dos dados. O tempo médio de preenchimento do questionário foi de 9,17 minutos.

Análise Estatística

As análises foram realizadas com o IBM SPSS Statistics, versão 29, e o IBM SPSS Amos, versão 27.

Calcularam-se estatísticas descritivas, incluindo médias, desvios-padrão, frequências absolutas, frequências relativas e coeficientes de variação. O coeficiente de variação foi calculado pela razão entre o desvio-padrão e a média do item, sendo utilizado como indicador complementar da dispersão relativa das respostas. Valores mais baixos foram interpretados como maior homogeneidade das respostas em torno da média, enquanto valores mais elevados indicaram maior heterogeneidade relativa. Dada a natureza ordinal e a amplitude limitada da escala de resposta, o coeficiente de variação foi interpretado apenas de forma comparativa entre itens (Reed et al., 2002).

Procedeu-se inicialmente a uma análise exploratória da estrutura dos itens (Fabrigar et al., 1999; Watkins, 2018). Previamente, calcularam-se a medida de adequação amostral de Kaiser-Meyer-Olkin

(KMO) e o teste de esfericidade de Bartlett. A retenção de componentes baseou-se em três critérios convergentes: valores próprios $\geq 1,00$, análise gráfica do gráfico de sedimentação (*scree plot*) e percentagem de variância explicada por componente. A extração foi realizada pelo método das componentes principais, seguida de rotação ortogonal Varimax.

Previamente às análises fatoriais confirmatórias (AFC), avaliou-se a presença de valores extremos multivariados pela distância quadrada de Mahalanobis (D^2) e examinou-se a normalidade univariada e multivariada por meio dos coeficientes de assimetria (Sk) e curtose (Ku). Adotaram-se como critérios de referência $|Sk| < 3$ e $|Ku| < 10$ (Kline, 2023). A qualidade do ajustamento dos modelos confirmatórios foi avaliada através dos seguintes índices: χ^2/gl , *Comparative Fit Index* (CFI), *Goodness of Fit Index* (GFI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) e *Akaike Information Criterion* (AIC) (Brown, 2015; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2023). Foram igualmente examinados os pesos fatoriais e a fiabilidade individual dos itens (Brown, 2015; Kline, 2023). O refinamento dos modelos apoiou-se nos índices de modificação superiores a 11,0, com $p < 0,001$ (MacCallum et al., 1992). A comparação entre modelos foi realizada com base na inspeção conjunta dos índices de ajustamento global, incremental, residual e parcimonioso, nomeadamente χ^2/gl , CFI, TLI, RMSEA, SRMR e AIC. A avaliação dos modelos considerou a magnitude dos índices de ajustamento, a parcimónia relativa e a plausibilidade teórica das soluções testadas, de acordo com recomendações para a interpretação de modelos de equações estruturais e comparação de modelos em análise fatorial confirmatória (Burnham & Anderson, 2004; Hu & Bentler, 1999; Marsh et al., 2004).

A validade convergente foi avaliada pela variância extraída média (VEM), considerando-se valores de $VEM \geq 0,50$ como evidência de que o fator explica, em média, pelo menos metade da variância dos seus indicadores (Fornell & Larcker, 1981).

A validade discriminante foi examinada nas duas soluções de três fatores — a solução de derivação teórica e a solução de derivação empírica — com recurso a dois critérios: (i) o critério de Fornell e Larcker (1981), comparando os quadrados das correlações interfatores com os valores da VEM de cada fator; e (ii) o critério Heterotrait-Monotrait Ratio (HTMT) de Henseler et al. (2015), considerado mais sensível e fiável do que o critério anterior.

A fiabilidade foi avaliada pelos coeficientes alfa de Cronbach e Ômega (ω) de McDonald (Liu et al., 2023) para os três modelos testados: (i) modelo unifatorial; (ii) modelo de três fatores correlacionados de derivação teórica, correspondente à proposta original dos autores do instrumento; e (iii) modelo de três fatores correlacionados de derivação empírica, resultante da análise exploratória. Para cada modelo, foi ainda calculada a fiabilidade compósita (Marôco, 2021).

Por fim, a associação entre os níveis de literacia em saúde e o ano curricular foi analisada através do teste do qui-quadrado de independência (χ^2). Foram inspecionadas as frequências esperadas das células da tabela de contingência, e a magnitude da associação foi estimada pelo V de Cramer. A interpretação do tamanho do efeito considerou valores próximos de 0,10 como associação pequena, 0,30 como associação moderada e 0,50 como associação elevada (Cohen, 1988).

Resultados

Distribuição das Respostas e Estatísticas Descritivas dos Itens

As respostas aos itens do HLS-EU-PT-Q16 concentraram-se predominantemente nas opções “fácil” e “muito fácil” (Tabela 2). As médias variaram entre 2,44 (HL5) e 3,13 (HL9), sugerindo uma perceção globalmente favorável da facilidade em lidar com informação relacionada à saúde. Os itens com médias mais elevadas foram HL9 (3,13), HL4 (3,12) e HL7 (3,05), enquanto o item HL5 apresentou a média mais baixa (2,44) e a maior proporção de respostas “difíceis” ou “muito difíceis”. Os coeficientes de variação variaram entre 0,20 (HL4) e 0,35 (HL1), indicando menor dispersão relativa das respostas nos itens com valores mais baixos de CV e maior heterogeneidade nos itens com valores mais elevados.

Tabela 2

Distribuição das Respostas e Estatísticas Descritivas dos Itens do HLS-EU-PT-Q16

| Item | Muito difícil | Difícil | Fácil | Muito fácil | M | DP | CV |
|------|---------------|------------|------------|-------------|------|------|------|
| | n (%) | n (%) | n (%) | n (%) | | | |
| HL1 | 83 (17,4) | 77 (16,2) | 263 (55,3) | 53 (11,1) | 2,60 | 0,90 | 0,35 |
| HL2 | 41 (8,6) | 87 (18,3) | 283 (59,5) | 65 (13,7) | 2,78 | 0,79 | 0,28 |
| HL3 | 23 (4,8) | 69 (14,5) | 318 (66,8) | 66 (13,9) | 2,90 | 0,68 | 0,24 |
| HL4 | 11 (2,3) | 37 (7,8) | 310 (65,1) | 118 (24,8) | 3,12 | 0,64 | 0,20 |
| HL5 | 75 (15,8) | 150 (31,5) | 219 (46,0) | 32 (6,7) | 2,44 | 0,83 | 0,34 |
| HL6 | 53 (11,1) | 103 (21,6) | 271 (56,9) | 49 (10,3) | 2,66 | 0,81 | 0,30 |
| HL7 | 19 (4,0) | 34 (7,1) | 325 (68,3) | 98 (20,6) | 3,05 | 0,66 | 0,22 |
| HL8 | 52 (10,9) | 138 (29,0) | 235 (49,4) | 51 (10,7) | 2,60 | 0,82 | 0,32 |
| HL9 | 23 (4,8) | 35 (7,4) | 275 (57,8) | 143 (30,0) | 3,13 | 0,74 | 0,24 |
| HL10 | 30 (6,3) | 40 (8,4) | 285 (59,9) | 121 (25,4) | 3,04 | 0,77 | 0,25 |
| HL11 | 56 (11,8) | 127 (26,7) | 231 (48,5) | 62 (13,0) | 2,63 | 0,85 | 0,33 |
| HL12 | 54 (11,3) | 127 (26,7) | 245 (51,5) | 50 (10,5) | 2,61 | 0,82 | 0,31 |
| HL13 | 25 (5,3) | 53 (11,1) | 303 (63,7) | 95 (20,0) | 2,98 | 0,72 | 0,24 |
| HL14 | 35 (7,4) | 91 (19,1) | 291 (61,1) | 59 (12,4) | 2,79 | 0,75 | 0,27 |
| HL15 | 32 (6,7) | 84 (17,6) | 291 (61,1) | 69 (14,5) | 2,83 | 0,75 | 0,26 |
| HL16 | 40 (8,4) | 76 (16,0) | 286 (60,1) | 74 (15,5) | 2,83 | 0,79 | 0,28 |

Nota. N = 476. CV = Coeficiente de variação. HLS-EU-PT-Q16 = *European Health Literacy Survey Questionnaire*.

Análise Exploratória da Estrutura dos Itens

A análise exploratória da estrutura do HLS-EU-PT-Q16 apresentou indicadores adequados de fatorabilidade, com KMO = 0,927 e teste de esfericidade de Bartlett estatisticamente significativo, $\chi^2(120) = 3510,7; p < 0,001$. A solução obtida pelo método das componentes principais, com rotação ortogonal Varimax, reteve três componentes com valores próprios superiores a 1,00, explicando 58,7% da variância total: 24,3% no primeiro componente, 18,3% no segundo e 16,2% no terceiro (Tabela 3).

A estrutura empírica obtida diferiu da estrutura teórica original. O primeiro componente, composto por sete itens, agregou sobretudo conteúdos associados à prevenção e avaliação da informação em saúde (e.g.: “Decidir como se pode proteger da doença com base em informação dos meios de comunicação?”). O segundo, com cinco itens, reuniu itens relativos à gestão da doença e à procura/utilização de cuidados de saúde (e.g.: “Encontrar informação sobre tratamentos de doenças que o preocupam?”). O terceiro integrou itens relacionados com a interação com profissionais de saúde e a adesão às suas orientações (e.g.: “Compreender as instruções do seu médico ou farmacêutico sobre a toma do medicamento que foi receitado?”).

O Item 9 apresentou saturações cruzadas muito próximas no primeiro componente (0,515) e no terceiro (0,531). A sua alocação ao terceiro componente foi justificada pelo conteúdo do item, relativo à compreensão de avisos de saúde sobre comportamentos de risco, considerado mais próximo da escuta e adesão às orientações de profissionais de saúde. Essa opção foi reforçada pela diferença marginal entre cargas e pelo alinhamento com a configuração maioritária dos Itens 3, 4 e 7 no Fator 3.

Tabela 3

Saturações dos Itens na Análise em Componentes Principais do HLS-EU-PT-Q16]

| Item | Fatores | | |
|---|---------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 |
| 1. Encontrar informação sobre tratamentos ... | | 0,71 | |
| 2. Saber mais sobre onde obter ajuda especializada... | | 0,72 | |
| 3. Compreender o que o seu médico lhe diz? | | | 0,64 |
| 4. Compreender as instruções do seu médico... | | | 0,80 |
| 5. Avaliar quando pode necessitar de uma segunda opinião... | | 0,54 | |
| 6. Usar a informação que o seu médico | | 0,54 | |
| 7. Seguir as instruções do seu médico ou farmacêutico? | | | 0,76 |
| 8. Encontrar informação para lidar com os problemas de saúde... | | 0,66 | |
| 9. Compreender os avisos de saúde relativos a comportamentos... | 0,52 | | 0,53 |
| 10. Compreender porque precisa de fazer rastreios? | 0,59 | | |
| 11. Avaliar se a informação nos meios de comunicação... | 0,67 | | |
| 12. Decidir como se pode proteger da doença com base... | 0,68 | | |
| 13. Saber mais sobre as atividades que são boas para ... | 0,66 | | |
| 14. Compreender conselhos sobre saúde vindos | 0,68 | | |
| 15. Compreender a informação nos meios ... | 0,74 | | |
| 16. Avaliar quais os comportamentos diários que ... | 0,69 | | |
| Valores próprios | 3,89 | 2,92 | 2,59 |
| % variância explicada | 24,31 | 18,26 | 16,18 |
| % variância explicada acumulada | 24,31 | 42,57 | 58,74 |
| Análise de consistência interna (α de Cronbach) | 0,88 | 0,77 | 0,79 |

Nota. $N = 476$. São apresentados apenas saturações $\geq 0,50$. A extração foi realizada pelo método das componentes principais, seguida de rotação ortogonal Varimax. $KMO = 0,927$; teste de esfericidade de Bartlett, $\chi^2(120) = 3510,7$; $p < 0,001$. HLS-EU-PT-Q16 = *European Health Literacy Survey Questionnaire*.

Análises Fatoriais Confirmatórias

Das análises fatoriais confirmatórias, os modelos de três fatores correlacionados apresentaram melhor ajustamento global do que o modelo unifatorial (Tabela 4). A comparação incluiu um modelo unifatorial, um modelo de três fatores correlacionados derivado da estrutura teórica original e um modelo de três fatores correlacionados derivado da solução exploratória obtida por análise em componentes principais. O modelo unifatorial apresentou ajustamento sofrível, embora os restantes índices tenham apresentado valores globalmente aceitáveis (Marôco, 2021). O modelo de três fatores correlacionados derivado da estrutura teórica original apresentou melhor ajustamento relativo. O modelo de três fatores correlacionados derivado da solução exploratória apresentou índices muito próximos (Tabela 4).

Tabela 4

Medidas de Qualidade do Ajustamento de Três Modelos Confirmatórios do HLS-EU-PT-Q16

| Modelos | χ^2/gl | CFI | RMSEA | AIC | GFI |
|---|--------------------|------|-------|--------|------|
| Fator singular | 3,80 | 0,92 | 0,08 | 452,26 | 0,90 |
| Três fatores correlacionados (derivação teórica) | 3,03 | 0,94 | 0,07 | 370,62 | 0,93 |
| Três fatores correlacionados (derivação empírica) | 3,05 | 0,94 | 0,07 | 373,88 | 0,93 |

Nota. $N = 476$. HLS-EU-PT-Q16 = *European Health Literacy Survey Questionnaire*.

A Tabela 4 apresenta os pesos fatoriais padronizados dos itens nos três modelos confirmatórios testados. No modelo unifatorial, todos os itens saturaram no fator global de literacia em saúde. Nos modelos de três fatores correlacionados, os itens distribuíram-se de acordo com a estrutura teórica original e com a solução exploratória previamente identificada.

Fiabilidade, Validade Convergente e Validade Discriminante dos Modelos Confirmatórios

A fiabilidade foi elevada nas três soluções, considerando os valores de fiabilidade compósita e de ω de McDonald (Tabela 5). No modelo unifatorial, a fiabilidade compósita e o ω foram ambos de 0,91. Nos modelos de três fatores correlacionados, os valores mantiveram-se globalmente adequados, embora com alguma variação entre fatores.

A validade convergente revelou resultados menos consistentes. No modelo de três fatores correlacionados derivado da estrutura teórica original, apenas o fator promoção da saúde atingiu o limiar de 0,50 para a variância extraída média, enquanto cuidados de saúde e prevenção da doença ficaram abaixo desse valor. No modelo de três fatores correlacionados especificado a partir da solução por componentes principais, dois fatores atingiram o limiar de 0,50 — prevenção e avaliação da informação em saúde e interação com profissionais de saúde e adesão às orientações profissionais —, enquanto o fator literacia associada à procura/utilização de cuidados de saúde permaneceu abaixo do limiar.

Em ambas as soluções de três fatores correlacionados, a validade discriminante não foi sustentada pelo critério de Fornell e Larcker (1981), uma vez que os quadrados das correlações interfatores excederam os

valores da variância extraída média. Em contraste, o critério HTMT foi favorável nos dois modelos, com valores inferiores a 0,90. No modelo derivado da estrutura teórica original, os valores variaram entre 0,78 (cuidados de saúde–prevenção da doença) e 0,86 (prevenção da doença–promoção da saúde). No modelo especificado a partir da solução por componentes principais, variaram entre 0,80 (prevenção e avaliação da informação em saúde–literacia associada à procura/utilização de cuidados de saúde) e 0,88 (literacia associada à procura/utilização de cuidados de saúde–interação com profissionais de saúde e adesão às orientações profissionais). Assim, embora ambos os modelos cumpram o critério HTMT, o modelo derivado da estrutura teórica original apresentou margem ligeiramente mais favorável face ao limiar de 0,90. No modelo especificado a partir da solução por componentes principais, o valor máximo observado foi 0,88, aproximando-se do limiar recomendado, o que sugere maior proximidade empírica entre esses dois fatores.

Tabela 5

Pesos Fatoriais Padronizados, Fiabilidade Compósita, Variância Extraída média e ω de McDonald nos Modelos Confirmatórios do HLS-EU-PT-Q16

| Itens | Unifatorial | Três fatores (derivação teórica) | | | Três fatores (derivação empírica) | | |
|----------|-------------|----------------------------------|---------|---------|-----------------------------------|---------|---------|
| | HL | CS | PD | PS | PAI | LAPC | IPS |
| HL1 | 0,47*** | 0,48*** | | | | 0,52*** | |
| HL2 | 0,55*** | 0,59*** | | | | 0,63*** | |
| HL3 | 0,64*** | 0,74*** | | | | | 0,74*** |
| HL4 | 0,58*** | 0,66*** | | | | | 0,76*** |
| HL5 | 0,51*** | 0,53*** | | | | 0,55*** | |
| HL6 | 0,64*** | 0,69*** | | | | 0,70*** | |
| HL7 | 0,59*** | 0,64*** | | | | | 0,73*** |
| HL8 | 0,60*** | | 0,60*** | | | 0,66*** | |
| HL9 | 0,60*** | | 0,60*** | | | | 0,60*** |
| HL10 | 0,56*** | | 0,56*** | | 0,57*** | | |
| HL11 | 0,66*** | | 0,67*** | | 0,67*** | | |
| HL12 | 0,72*** | | 0,72*** | | 0,72*** | | |
| HL13 | 0,75*** | | | 0,75*** | 0,73*** | | |
| HL14 | 0,67*** | | | 0,70*** | 0,69*** | | |
| HL15 | 0,76*** | | | 0,80*** | 0,79*** | | |
| HL16 | 0,75*** | | | 0,78*** | 0,77*** | | |
| FC | 0,91 | 0,81 | 0,76 | 0,84 | 0,88 | 0,75 | 0,80 |
| VEM | 0,40 | 0,39 | 0,38 | 0,58 | 0,50 | 0,38 | 0,50 |
| ω | 0,91 | 0,81 | 0,80 | 0,85 | 0,88 | 0,77 | 0,79 |

Nota. $N = 476$. HL = literacia em saúde global; CS = cuidados de saúde; PD = prevenção da doença; PS = promoção da saúde; PAI = prevenção e avaliação da informação em saúde; LAPC = literacia associada à procura/utilização de cuidados de saúde; IPS = interação com profissionais de saúde e adesão às orientações profissionais; FC = fiabilidade compósita; VEM = variância extraída média; ω = ómega de McDonald. As células em branco correspondem a pesos não estimados no respetivo modelo.

*** $p < 0,001$.

Categorização da Literacia em Saúde e Associação com Ano Curricular

Após dicotomização dos itens conforme Pedro et al. (2023), o somatório do HLS-EU-PT-Q16 variou entre 0 e 16 pontos.

A distribuição dos níveis de literacia em saúde por ano curricular é apresentada na Tabela 6. A associação entre literacia em saúde e ano curricular foi estatisticamente significativa, $\chi^2(2) = 6,82$; $p = 0,033$; V de Cramer = 0,12, indicando uma associação de pequena magnitude. Observou-se uma maior representação relativa de estudantes do 4.º ano no nível de literacia adequada (45,5%) do que nos níveis problemático (38,7%) e inadequado (30,0%).

Tabela 6

Distribuição dos Níveis de Literacia em Saúde em Função do Ano Curricular

| Nível de literacia em saúde | 1.º ano | 4.º ano | Total |
|-----------------------------|--------------|--------------|----------|
| | <i>n</i> (%) | <i>n</i> (%) | <i>n</i> |
| Inadequada | 63 (70,0) | 27 (30,0) | 90 |
| Problemática | 87 (61,3) | 55 (38,7) | 142 |
| Adequada | 133 (54,5) | 111 (45,5) | 244 |
| Total | 283 (59,5) | 193 (40,5) | 476 |

Nota. $N = 476$. $\chi^2(2) = 6,82$; $p = 0,033$; V de Cramer = 0,12.

Discussão

Este estudo avaliou as propriedades psicométricas da versão portuguesa de 16 itens do *European Health Literacy Survey Questionnaire* (HLS-EU-PT-Q16) numa amostra de 476 estudantes de Enfermagem do ensino superior em Portugal continental. Globalmente, os resultados sustentam a multidimensionalidade da literacia em saúde. A fiabilidade foi elevada nas três soluções testadas; contudo, a validade convergente revelou fragilidades e a validade discriminante apresentou resultados dependentes do critério utilizado. A literacia em saúde é reconhecida como um construto relevante em saúde pública, por se relacionar com a capacidade dos cidadãos para aceder, compreender, avaliar e aplicar informação em saúde na tomada de decisões sobre cuidados de saúde, prevenção da doença e promoção da saúde (Sørensen et al., 2012; Sørensen, 2019). A sua mensuração rigorosa é, por isso, condição necessária quer para a investigação, quer para a definição de políticas e intervenções. O HLS-EU-PT-Q16 inscreve-se neste esforço como instrumento breve de avaliação, cuja utilidade depende, contudo, da clareza da sua estrutura dimensional e da estabilidade das suas propriedades psicométricas em diferentes populações.

A solução exploratória obtida não reproduziu integralmente os domínios teóricos originais — cuidados de saúde, prevenção da doença e promoção da saúde — propostos no modelo de Sørensen et al. (2012, 2013). Em vez disso, os itens organizaram-se em torno de dimensões empiricamente distintas, mais próximas de processos funcionais de prevenção/avaliação da informação, procura e utilização de cuidados de saúde e interação com profissionais de saúde. Esta reconfiguração é compatível com a

natureza multidimensional da literacia em saúde e aproxima-se, em parte, das áreas funcional, interativa e crítica propostas por Nutbeam (2000). Bergman et al. (2023) reportaram igualmente uma solução alternativa com necessidade de renomeação dos fatores, embora com quatro fatores e rotação oblíqua *oblimin*, o que distingue esse resultado da solução de três fatores obtida no presente estudo.

As análises fatoriais confirmatórias reforçaram esta leitura. Os dois modelos de três fatores correlacionados apresentaram melhor ajustamento global do que o modelo unifatorial, sugerindo que a literacia em saúde, nesta amostra, é melhor representada por uma estrutura multidimensional. No entanto, a proximidade entre os índices de ajustamento dos dois modelos de três fatores recomenda cautela na seleção de uma solução preferencial. O modelo derivado da estrutura teórica original apresentou menor AIC, sugerindo maior parcimónia; em contrapartida, o modelo especificado a partir da solução por componentes principais, apresentou desempenho ligeiramente mais favorável em termos de validade convergente.

A fiabilidade foi satisfatória nas três soluções testadas, incluindo o modelo unifatorial e os dois modelos de três fatores correlacionados. Estes resultados são coerentes com os estudos portugueses prévios sobre o HLS-EU-PT-Q47 e o HLS-EU-PT-Q16, nos quais foram reportados valores adequados de consistência interna (Pedro et al., 2016, 2023), bem como com estudos internacionais que também documentaram bons índices de fiabilidade em diferentes contextos culturais (Bergman et al., 2023; Coman et al., 2022; Dsouza et al., 2021; Lorini et al., 2019; Pelikan et al., 2019; Rouquette et al., 2022).

A validade convergente foi a dimensão psicométrica mais frágil. No modelo de três fatores correlacionados derivado da estrutura teórica original, apenas o fator promoção da saúde atingiu o limiar recomendado de 0,50 para a variância extraída média. No modelo especificado a partir da solução por componentes principais, dois fatores atingiram esse limiar, permanecendo um fator com valor inferior. Estes resultados sugerem que alguns fatores poderão não estar suficientemente delimitados pelos respetivos itens ou poderão partilhar variância conceptual relevante.

Em ambas as soluções de três fatores correlacionados, a validade discriminante não foi sustentada pelo critério de Fornell e Larcker (1981), uma vez que os quadrados das correlações interfatores excederam os valores da variância extraída média. Em contraste, o critério HTMT foi favorável nos dois modelos, com valores inferiores a 0,90. No modelo derivado da estrutura teórica original, os valores variaram entre 0,78 e 0,86; no modelo especificado a partir da solução por componentes principais, variaram entre 0,80 e 0,88. Embora ambos os modelos cumpram o critério HTMT, o modelo derivado da estrutura teórica original apresentou margem ligeiramente mais favorável face ao limiar de 0,90. No modelo derivado da solução exploratória, o valor máximo observado aproximou-se desse limiar, sugerindo maior proximidade empírica entre dois fatores. Assim, embora a validade convergente tenha apresentado fragilidades, sobretudo em fatores com VEM inferior a 0,50, o critério HTMT sustentou a distinção empírica entre os fatores nos dois modelos de três fatores correlacionados (Henseler et al., 2015).

A associação entre literacia em saúde e ano curricular foi estatisticamente significativa, mas de pequena magnitude. A maior proporção relativa de literacia em saúde adequada entre estudantes do 4.º ano pode refletir maior exposição à linguagem, aos conteúdos e às práticas de saúde ao longo da formação em

Enfermagem. Contudo, dada a natureza transversal do estudo e o tamanho reduzido do efeito, este resultado deve ser interpretado como associação entre variáveis, não como evidência de progressão longitudinal.

Em termos práticos, os resultados sugerem que o HLS-EU-PT-Q16 pode ser utilizado como medida breve de literacia em saúde em estudantes de Enfermagem, sobretudo quando o objetivo for obter uma estimativa global do construto. A utilização das subdimensões exige maior prudência, atendendo à fragilidade da validade convergente, à proximidade entre fatores e à divergência entre a estrutura teórica original e a solução exploratória obtida.

Limitações

Este estudo apresenta limitações relevantes. Em primeiro lugar, a amostra foi de conveniência, composta exclusivamente por estudantes de Enfermagem de uma única instituição de ensino superior, o que limita a generalização dos resultados a outros cursos, instituições, regiões e perfis sociodemográficos. Em segundo lugar, a análise exploratória e as análises confirmatórias foram realizadas na mesma amostra, o que pode aumentar o risco de sobreajustamento e produzir uma estimativa demasiado otimista da estabilidade das soluções fatoriais. Em terceiro lugar, considerando a natureza ordinal dos itens, estudos futuros poderão testar soluções baseadas em correlações policóricas e estimadores adequados a dados ordinais, como o WLSMV (Marôco, 2021).

Investigações futuras deverão recorrer a amostras maiores, independentes e mais heterogêneas, provenientes de diferentes instituições, cursos e regiões, permitindo validação cruzada da estrutura fatorial. Será igualmente pertinente comparar modelos unifatoriais, modelos de três fatores baseados na estrutura teórica original e modelos empiricamente derivados, bem como testar invariância por ano curricular e outros subgrupos académicos, desde que existam amostras suficientemente equilibradas.

Conclusão

Os resultados apoiam a utilidade do HLS-EU-PT-Q16 como medida breve de literacia em saúde em estudantes de Enfermagem, sobretudo para avaliação global do construto. Embora os modelos de três fatores correlacionados tenham apresentado melhor ajustamento do que o modelo unifatorial, a fragilidade da validade convergente e a proximidade entre fatores recomendam cautela na interpretação das subdimensões. Estudos futuros deverão testar a estrutura dimensional do instrumento em amostras independentes e mais diversificadas, com procedimentos analíticos adequados à natureza ordinal dos itens.

Agradecimentos e Autoria

Agradecimentos: Os autores não declaram agradecimentos.

Conflito de interesses: Os autores declaram não existir conflito de interesses.

Fontes de financiamento: Não aplicável.

Declaração de contributos de autoria CRediT: **P.M.:** Conceptualização; Validação; Investigação. **M.R.:** Conceptualização; Validação, Investigação. **A.R.:** Análise Formal; Investigação. **L.L.:** Análise Formal; Investigação; Gestão, Supervisão.

Referências

- Bergman, L., Nilsson, U., Dahlberg, K., Jaensson, M., & Wängdahl, J. (2023). Validity and reliability of the Arabic version of the HLS-EU-Q16 and HLS-EU-Q6 questionnaires. *BMC Public Health* 23, Artigo 304. <https://doi.org/10.1186/s12889-023-15226-5>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2.^a ed.). The Guilford Press.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2004). Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods & Research*, 33(2), 261–304. <https://doi.org/10.1177/0049124104268644>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2.^a ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Coman, M. A., Forray, A. I., Van den Broucke, S., & Chereches, R. M. (2022). Measuring health literacy in Romania: Validation of the HLS-EU-Q16 survey questionnaire. *International Journal of Public Health*, 67, Artigo 1604272. <https://doi.org/10.3389/ijph.2022.1604272>
- Doak, C. C., Doak, L. G., & Root J. H. (1985). *Teaching patients with low literacy skills*. J. B. Lippincott.
- Dsouza, J. P., Van den Broucke, S., & Pattanshetty, S. (2021). Validity and reliability of the Indian Version of the HLS-EU-Q16 questionnaire. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(2), Artigo 495. <https://doi.org/10.3390/ijerph18020495>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- 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/10.2307/3151312>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5.^a ed.). The Guilford Press.
- Liu, X., Cao, P., Lai, X., Wen, J., & Yang, Y. (2023). Assessing essential unidimensionality of scales and structural coefficient bias. *Educational and Psychological Measurement*, 83(1), 28–47. <https://doi.org/10.1177/00131644221075580>
- Lorini, C., Lastrucci, V., Mantwill, S., Vettori, V., Bonaccorsi, G., & Florence Health Literacy Research Group. (2019). Measuring health literacy in Italy: A validation study of the HLS-EU-Q16 and of the HLS-EU-Q6 in Italian language, conducted in Florence and its surroundings. *Annali dell'Istituto Superiore di Sanita*, 55(1), 10–18. https://doi.org/10.4415/ANN_19_01_04
- Loureiro, L. M., Mendes, A. M., Barroso, T. M., Santos, J. C., Oliveira, R. A., & Ferreira, R. O. (2012). Literacia em saúde mental de adolescentes e jovens: Conceitos e desafios. *Revista de Enfermagem Referência*, 3(6), 157–166. <https://doi.org/10.12707/RIII11112>
- Loureiro, L. (2024). About this thing we call mental health literacy. *Journal of Nursing Referência*, 6(3), 1–8. <https://doi.org/10.12707/RVI24.19.34548>
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111(3), 490–504. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.3.490>
- Marsh, H. W., Hau, K.-T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320–341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Marôco, J. (2021). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações*. ReportNumber.
- Michou, M., Costarelli, V. (2022). Validity and reliability of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q16) in the Greek language. *Mediterranean Journal of Nutrition and Metabolism* 15(2), 285–294. <https://doi.org/10.3233/MNM-211538>

- Niedorys, B., Chrzan-Rodak, A., & Ślusarska, B. (2020). Health Literacy – A review of research using the European Health Literacy Questionnaire (HLS-EU-Q16) in 2010-2018. *Pielęgniarstwo XXI Wieku / Nursing in the 21st Century*, 19(1[70]), 29–41. <https://doi.org/10.2478/pielxxiw-2020-0001>
- Nutbeam, D. (2000). Health literacy as a public health goal: A challenge for contemporary health education and communication strategies into the 21st century. *Health Promotion International*, 15(3), 259–267. <https://doi.org/10.1093/heapro/15.3.259>
- Nutbeam, D., Wise, M., Bauman, A., Harris, E., & Leeder, S. (1993). Goals and targets for Australia's health in the year 2000 and beyond [Report]. *Australian Government Publishing Service*.
- Pedro, A. R., Amaral, O., & Escoval, A. (2016). Literacia em saúde, dos dados à ação: Tradução, validação e aplicação do European Health Literacy Survey em Portugal. *Revista Portuguesa de Saúde Pública*, 34(3), 259–275. <https://doi.org/10.1016/j.rpsp.2016.07.002>
- Pedro, A. R., Raposo, B., Luís, L., Amaral, O., Escoval, A., & Simões Dias, S. (2023). Portuguese Version of the HLS-EU-Q6 and HLS-EU-Q16 questionnaire: Psychometric properties. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(4), Artigo 2892. <https://doi.org/10.3390/ijerph20042892>
- Pelikan, J. M., Ganahl, K., Van den Broucke, S., & Sørensen, K. (2019). Measuring health literacy in Europe: Introducing the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q). Em O. Okan, U. Bauer, D. Levin-Zamir, P. Pinheiro, & K. Sørensen (Eds.), *International handbook of health literacy: Research, practice and policy across the lifespan* (pp. 115–138). Policy Press. <https://doi.org/10.51952/9781447344520.ch008>
- Reed, G. F., Lynn, F., & Meade, B. D. (2002). Use of coefficient of variation in assessing variability of quantitative assays. *Clinical and Diagnostic Laboratory Immunology*, 9(6), 1235–1239. <https://doi.org/10.1128/CDLI.9.6.1235-1239.2002>
- Rouquette, A., Rigal, L., Mancini, J., Guillemin, F., Van den Broucke, S., Allaire, C., Azogui-Levy, S., Ringa, V., & Hassler, C. (2022). Health literacy throughout adolescence: Invariance and validity study of three measurement scales in the general population. *Patient Education and Counseling*, 105(4), 996–1003. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2021.07.044>
- Simonds, S. K. (1974). Health education as social policy. *Health Education Monographs*, 2(1), 1–10. <https://doi.org/10.1177/10901981740020s102>
- Sørensen, K. (2019). Defining health literacy: Exploring differences and commonalities. Em O. Okan, U. Bauer, D. Levin-Zamir, P. Pinheiro, & K. Sørensen (Eds.), *International handbook of health literacy: Research, practice and policy across the lifespan* (pp. 5–20). Policy Press. <https://doi.org/10.56687/9781447344520-004>
- Sørensen, K., Van den Broucke, S., Fullam, J., Doyle, G., Pelikan, J., Slonska, Z., Brand, H., & (HLS-EU) Consortium Health Literacy Project European. (2012). Health literacy and public health: A systematic review and integration of definitions and models. *BMC Public Health*, 12(1), Artigo 80. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-12-80>
- Sørensen, K., Van den Broucke, S., Pelikan, J. M., Fullam, J., Doyle, G., Slonska, Z., Kondilis, B., Stoffels, V., Osborne, R. H., & Brand, H. (2013). Measuring health literacy in populations: Illuminating the design and development process of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q). *BMC Public Health*, 13(1), Artigo 948. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-948>
- Watkins, M. W. (2018). Exploratory factor analysis: A guide to best practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219–246. <https://doi.org/10.1177/0095798418771807>
- Zanini, D. S., Peixoto, E. M., de Andrade, J. M., Fernandes, I. A., & da Silva, M. P. P. (2023). European Health Literacy Survey Questionnaire Short Form (HLS-Q12): Adaptation and evidence of validity for the Brazilian context. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 36(25), Artigo 25. <https://doi.org/10.1186/s41155-023-00263-1>