

Novos estudos de validade para a Escala Brasileira de Solidão (UCLA-BR)

Fillipe Rodrigues Santos Pereira

Rafaela Pereira

Bruna de Souza

Maria Rafaela Fernandes de Moraes

Sabrina Martins Barroso

Fabiano Koich Miguel

RESUMO

O estudo investigou as propriedades psicométricas da versão brasileira da Escala de Solidão da UCLA (UCLA-BR) numa ampla amostra da população geral. Participaram 8.545 indivíduos (18 a 69 anos de idade), provenientes de todas as regiões do Brasil. Além da UCLA-BR, foram aplicados outros instrumentos, (PANAS, SWLS, WHOQOL-bref, QoRE e DERS-16). A análise fatorial exploratória com o estimador RDWLS revelou uma estrutura unifatorial que explicou 52,8% da variância (cargas fatoriais entre 0,37 e 0,87). Os índices de ajuste foram adequados ($\chi^2 = 10620,620$, $gl = 170$, $p < 0,001$; CFI = 0,97; TLI = 0,97; RMSR = 0,079); a consistência interna foi excelente ($\alpha = 0,95$; $\omega = 0,95$). Itens com maior poder discriminativo referiram-se a sentimentos de exclusão e isolamento social. A solidão associou-se positivamente a afetos negativos ($r = 0,61$) e dificuldades de regulação emocional ($r = 0,59$), e negativamente a afetos positivos ($r = -0,43$), satisfação com a vida ($r = -0,47$) e qualidade de vida, especialmente nos domínios social ($r = -0,65$) e psicológico ($r = -0,64$). Os resultados indicam que a UCLA-BR apresenta estrutura estável e evidências robustas de validade e precisão, configurando-se como instrumento confiável para avaliar solidão em contextos brasileiros diversos.

Palavras-chave: solidão; regulação emocional; qualidade de vida; psicometria.

ABSTRACT

New validity studies for the Brazilian Loneliness Scale (UCLA-BR)

This study investigated the psychometric properties of the Brazilian version of the UCLA Loneliness Scale (UCLA-BR) in a large sample from the general population. Participants ($n = 8,545$, aged 18 to 69 years) were from all regions of Brazil. In addition to the UCLA-BR, other self-report instruments were administered online (PANAS, SWLS, WHOQOL-bref, QoRE and DERS-16). A Exploratory factor analysis using the RDWLS estimator revealed a unidimensional structure that explained 52.8% of the variance (factor loadings ranging from 0.37 to 0.87). Model fit indices were satisfactory ($\chi^2 = 10620.620$, $df = 170$, $p < .001$; CFI = 0.97; TLI = 0.97; RMSR = 0.079); internal consistency was excellent ($\alpha = 0.95$; $\omega = 0.95$). Items with higher discriminative power related to feelings of exclusion and social isolation. Loneliness was positively associated with negative affect ($r = 0.61$) and emotion regulation difficulties ($r = 0.59$), and negatively associated with positive affect ($r = -0.43$), life satisfaction ($r = -0.47$), and quality of life [social ($r = -0.65$) and psychological ($r = -0.64$) domains]. These findings indicate UCLA-BR's stable structure and robust evidence of validity and reliability, supporting its use as a reliable instrument for assessing loneliness in diverse Brazilian contexts.

Keywords: loneliness; emotional regulation; quality of life; psychometrics.

Sobre os Autores

F. R. S. P.
orcid.org/0000-0002-2989-4234
Universidade Federal de São Carlos
(UFSCar) – São Carlos, SP
frspereira@estudante.ufscar.br

R. P.
orcid.org/0000-0001-5991-2774
Universidade Federal de São Carlos
(UFSCar) – São Carlos, SP
rafaelapereira@estudante.ufscar.br

B. S.
orcid.org/0009-0004-7043-3132
Universidade Federal de São Carlos
(UFSCar) – São Carlos, SP
brunasouza@estudante.ufscar.br

M. R. F.M.
orcid.org/0009-0005-2455-7123
Universidade Federal de São Carlos
(UFSCar) – São Carlos, SP
mrfmoraes@ufscar.br

S. M. B.
orcid.org/0000-0003-1759-9681
Universidade Federal do Triângulo
Mineiro (UFTM) – Uberaba, MG
sabrina.barroso@uftm.edu.br

F. K. M.
orcid.org/0000-0003-2498-692X
Universidade Federal de São Carlos
(UFSCar) – São Carlos, SP
fabianokoichmiguell@ufscar.br

Direitos Autorais

Este é um artigo aberto e pode ser reproduzido livremente, distribuído, transmitido ou modificado, por qualquer pessoa desde que usado sem fins comerciais. O trabalho é disponibilizado sob a licença Creative Commons CC-BY-NC.



O Modelo de Discrepância Cognitiva, proposto por Peplau e Perlman (1982), é uma das abordagens teóricas mais influentes e amplamente aceitas para compreender o fenômeno da solidão. Esse modelo entende a solidão como resultado de uma discrepância percebida entre os relacionamentos sociais que a pessoa deseja ter e aqueles que realmente possui. Segundo esses autores, essa discrepância tem natureza cognitiva, porque envolve interpretações, comparações e julgamentos pessoais sobre a própria rede social. Do ponto de vista empírico, esse modelo serviu de base para o desenvolvimento dos principais instrumentos de mensuração da solidão, como as diferentes versões da Escala UCLA de Solidão (Barroso et al., 2016a). Essa escala avalia o quanto as pessoas percebem que suas relações sociais atendem às suas necessidades afetivas e sociais, refletindo diretamente o princípio central da discrepância cognitiva.

Além disso, o modelo permite compreender que solidão e isolamento social não são sinônimos. O isolamento refere-se a um estado objetivo de poucas interações sociais, enquanto a solidão é uma reação subjetiva à percepção de que há uma lacuna entre o que se tem e o que se gostaria de ter em termos de contato e intimidade social (Perlman & Peplau, 1998). Dessa forma, a solidão também se distingue da solitude, fundamentalmente com base no caráter voluntário do estar sozinho e nas implicações emocionais de cada experiência. Nesse contexto, diversos autores têm buscado delinear mais claramente a diferença entre ambos os conceitos. Para Rokach (2025), a solitude representa um isolamento voluntário, voltado à reflexão e ao crescimento pessoal, enquanto a solidão é uma vivência involuntária de desconexão e desvalorização. De modo complementar, Hipson et al. (2021) mostraram que, na linguagem cotidiana (posts da rede social X), "solitude" é associada a contextos positivos e calmos, ao passo que "*lonely/loneliness*" remeteram a sentimentos negativos e angustiantes.

Após entender a solidão como um fenômeno distinto do isolamento social e da solitude, cabe destacar sua complexidade, podendo ter múltiplas causas e se manifestar de maneiras variadas. De acordo com Korzhina et al. (2022) e Xie et al. (2021), fatores psicológicos como timidez, baixa autoestima, perdas afetivas, bullying e sentimentos de rejeição tornam os jovens mais vulneráveis à solidão. Sob uma perspectiva social, Fardghassemi e Joffe (2022) apontam que a solidão entre jovens adultos decorre do sentimento de desconexão, da pressão cultural por sucesso, das comparações sociais nas redes e das transições de vida (como saída da casa dos pais ou início da vida profissional). As redes sociais, embora ampliem contatos, frequentemente aumentam a solidão quando usadas de forma superficial ou comparativa. Por fim, Crowe et al. (2022) mostram que a solidão também tem causas estruturais e contextuais: mudanças nas famílias, perda de instituições comunitárias,

urbanização e desigualdade econômica reduzem as oportunidades de convivência.

Os estudos têm mostrado que a solidão está fortemente associada a uma ampla gama de desfechos negativos em diferentes esferas da vida humana (emocional, social e física). Do ponto de vista físico, maiores níveis de solidão se relacionam a piores condições de saúde, aumento de processos inflamatórios, maior declínio cognitivo e risco elevado para o desenvolvimento de demências (Barroso et al., 2016a). Esses achados são reforçados por evidências que também apontam para o aumento da morbidade e da mortalidade, bem como para uma diminuição da qualidade de vida entre pessoas mais solitárias (Beller, 2022).

No campo emocional, a solidão também se mostra intimamente ligada a estados afetivos negativos. Meng et al. (2020) observaram que indivíduos solitários tendem a relatar menos felicidade e mais tristeza, medo e dificuldade para relaxar. O medo mostrou-se um mediador importante entre a solidão, a hostilidade e o estado de alerta. Essa relação sugere que a solidão não apenas reflete o sofrimento emocional, mas também contribui para um ciclo de vigilância e reatividade que pode intensificar sentimentos de ameaça e desconexão.

A ligação entre solidão e processos de regulação emocional também tem sido consistentemente observada. Pessoas mais solitárias apresentam maior dificuldade em adotar estratégias cognitivas adaptativas, como a reavaliação cognitiva (que consiste em reinterpretar cognitivamente uma situação de modo a reduzir seu impacto emocional negativo) e recorrem com mais frequência à supressão expressiva (O'Day et al., 2019). Esses padrões emocionais, além de amplificarem o desconforto subjetivo, contribuem para a manutenção da ansiedade e de sentimentos de inadequação social. Achados semelhantes foram relatados por Preece et al. (2021), que identificaram que indivíduos solitários tendem a recorrer mais à autculpabilização, à ruminação e à culpabilização dos outros, empregando menos estratégias de reavaliação cognitiva.

Esses déficits emocionais e cognitivos também se refletem na forma como pessoas solitárias processam suas experiências sociais. Teneva e Lemay Jr. (2020) mostraram que indivíduos cronicamente solitários tendem a antecipar e recordar experiências de exclusão, o que contribui para níveis mais baixos de autoestima e menor frequência de emoções positivas. Tal padrão cognitivo reforça o isolamento, perpetuando o ciclo da solidão. De modo convergente, Jiang et al. (2022) verificaram que adolescentes com baixa regulação emocional apresentam maior propensão à solidão e à depressão, o que, por sua vez, aumenta o risco de envolvimento em comportamentos como o cyberbullying, um exemplo claro de como a solidão pode afetar também a esfera social e comportamental.

Durante a pandemia de Covid-19, o impacto da solidão tornou-se ainda mais evidente. A revisão de escopo conduzida por Kasar e Karaman (2021) revelou que o isolamento social imposto afetou negativamente tanto os níveis de solidão quanto a qualidade de vida, especialmente entre idosos. Gubler et al. (2021) observaram que estratégias adaptativas de regulação emocional se associaram a menor solidão e maior bem-estar, enquanto a supressão emocional agravou o sentimento de isolamento. Ung et al. (2022) identificaram que escores mais altos de solidão durante a pandemia se associaram a menor renda, mais sintomas de ansiedade, pior qualidade de vida e maior dificuldade para se desconectar das mídias sociais, reforçando o caráter multifatorial da solidão, pois além de um fenômeno emocional, é também socialmente condicionada e amplificada por contextos de vulnerabilidade.

No cenário nacional, a solidão é uma crescente ameaça à saúde pública, com estudos indicando alta prevalência em diferentes faixas etárias. Dados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE) de 2015, um estudo transversal com estudantes brasileiros de 13 a 17 anos revelou que 15,5% relataram sentir solidão nos últimos 12 meses (Antunes et al., 2022). A análise identificou que diversos fatores estão associados a uma maior prevalência de solidão. Entre eles, insônia (prevalência 2,8 vezes maior), ter sido vítima de bullying, seja “na maior parte do tempo ou sempre” (1,9 vezes maior) ou “raramente ou às vezes” (1,5 vezes maior). O sentimento também foi mais frequente no sexo feminino (1,6 vezes maior) e, curiosamente, entre filhos de mães com ensino superior completo (1,2 vezes maior). Além disso, o consumo de álcool (1,1 vezes maior) também foi positivamente correlacionado com o sentimento de solidão.

Os dados são semelhantes para indivíduos adultos de meia-idade e idosos, Sandy Júnior et al. (2023) analisaram dados da linha de base (2015-2016) do Estudo Longitudinal da Saúde dos Idosos Brasileiros (ELSI-Brasil) para investigar a prevalência da solidão e seus fatores associados. Participaram 7.957 indivíduos com 50 anos ou mais. Os resultados indicaram que 31,7% dos participantes relataram sentir-se “algumas vezes” sozinhos, enquanto 16,8% “sempre”. A análise de regressão múltipla revelou que a depressão foi o fator mais fortemente associado à solidão crônica, com os indivíduos deprimidos apresentando uma probabilidade 4,49 vezes maior de relatar sempre sentir solidão. Outros fatores de risco significativos incluíram morar sozinho (risco 2,44 vezes maior), ter baixa escolaridade (risco 1,93 vezes maior para aqueles que nunca frequentaram a escola), ser do sexo feminino (1,53 vezes maior), ter uma autoavaliação de saúde ruim ou muito ruim (1,48 vezes maior) e uma qualidade de sono ruim ou muito ruim (1,21 vezes maior).

Com tantas consequências negativas, a preocupação com o aumento dos relatos de solidão tem se desenvolvido entre pesquisadores e profissionais de saúde, especialmente a partir da década de 1970 (Barroso et al., 2023). Segundo Passarelli-Araujo (2025), o Sistema Único de Saúde (SUS) tem potencial para identificar e apoiar pessoas em risco através de programas comunitários. No entanto, sua eficácia é limitada por problemas estruturais como subfinanciamento e uma abordagem fragmentada do cuidado. Ainda segundo a autora, no Brasil, um dos principais obstáculos para o desenvolvimento de políticas públicas eficazes é justamente a dificuldade em mensurar a solidão, um sentimento subjetivo e frequentemente estigmatizado, o que leva à subnotificação e à carência de dados abrangentes. Essa lacuna reforça a necessidade de empregar métodos psicometricamente robustos para a avaliação do fenômeno e, por conseguinte, desenvolver uma base de dados consistente que subsidie futuras investigações e intervenções.

Nesse contexto, destaca-se a UCLA, um instrumento adaptado e com evidências de validade para o Brasil (Barroso et al., 2016a, 2016b). A Escala Brasileira de Solidão UCLA (UCLA-BR) mostrou-se útil para avaliar diferentes populações, incluindo adultos (Oliveira et al., 2025), cuidadores de pessoas com patologias crônicas (Carreño Moreno et al., 2024), pessoas com sarcopenia (Pinheiro et al., 2020) e idosos (Ferreira & Casimiro, 2021). A UCLA-BR conta com estudos sobre suas qualidades psicométricas (que estão descritos na subseção Instrumentos), mas não foram localizados estudos sobre a relação com variáveis externas. Neste sentido, este estudo buscou adicionar evidências de validade à UCLA-BR, investigando sua relação com variáveis externas e sua estrutura fatorial.

MÉTODO

PARTICIPANTES

Participaram da pesquisa 8545 pessoas com idades entre 18 e 69 anos e 7 meses ($M = 28,45$; $DP = 9,62$), sendo 56,6% do sexo feminino. Em relação ao nível escolar, 3% possuíam ensino fundamental, 34,6% possuíam ensino médio, 49,4% possuíam nível superior e 13% possuíam pós-graduação. Em relação à região brasileira, 7,3% eram do Norte, 22,9% do Nordeste, 8,9% do Centro-Oeste, 41,8% do Sudeste e 19% do Sul.

INSTRUMENTOS

Escala Brasileira de Solidão UCLA (UCLA-BR). O instrumento original foi criado por Russel et al. (1980) e adaptado para o contexto brasileiro por Barroso et al. (2016a, 2016b). Avalia a percepção de solidão por meio de autorrelato. É composta por 20 itens e utiliza uma escala de resposta tipo Likert de quatro pontos (nunca a

frequentemente). A UCLA-BR obteve correlações significativamente positiva com triagem positiva para depressão ($r = 0,59$) e negativa com suporte social ($r = -0,34$). Para este estudo, o índice de precisão alfa foi 0,94.

Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). Adaptado para o contexto brasileiro por Zanon e Hutz (2014). Apresenta 20 estados de humor positivos e negativos, com resposta em escala tipo Likert de cinco pontos (nem um pouco a extremamente). Para este estudo, o índice de precisão alfa para Afetos Positivos foi 0,77 e para Afetos Negativos foi 0,87.

Satisfaction with Life Scale (SWLS; Diener et al., 1985). Adaptado para o contexto brasileiro por Zanon et al. (2014). Avalia satisfação geral com a vida, por meio de autorrelato. O instrumento é composto por cinco itens que devem ser respondidos em uma escala de resposta Likert de sete pontos (discordo totalmente a concordo totalmente). Para este estudo, o índice de precisão alfa desse instrumento foi 0,85.

World Health Organization Quality of Life (WHOQOL-bref; Whoqol Group, 1998). Adaptado para o contexto brasileiro por Fleck et al. (2000). Avalia qualidade de vida em quatro diferentes domínios da vida (físico, psicológico, social e ambiental), por meio de autorrelato. Os 26 itens utilizam uma escala de resposta tipo Likert de cinco pontos, variando entre intensidade ou frequência em que determinados comportamentos ocorrem. Para este estudo, o índice de precisão alfa para qualidade de vida Física foi 0,79, para Psicológica foi 0,82, para Social foi 0,70 e para Ambiental foi 0,77.

Questionário On-line de Regulação Emocional (QoRE; Miguel, 2021). É uma tarefa de autorrelato que faz parte da Bateria On-Line de Inteligência Emocional. Avalia consequências da regulação emocional, utilizando uma escala tipo Likert de frequência de cinco pontos (nunca a sempre). É composto por 15 itens que se organizam em três fatores (Controle da impulsividade e irritabilidade; Controle da sobrecarga emocional; e Resiliência). Para este estudo, o índice de precisão alfa foi 0,91.

16-Item Difficulties in Emotion Regulation Scales (DERS-16; Miguel et al., 2016). Adaptada para o contexto brasileiro, avalia cinco diferentes tipos de desregulação emocional (Não-aceitação de respostas emocionais; Dificuldades em engajar no comportamento orientado por objetivos; Dificuldades em controlar impulsos; Acesso restrito a estratégias de regulação emocional; e Falta de clareza emocional), por meio de autorrelato. O instrumento é composto por 16 itens e utiliza uma escala de resposta tipo Likert de cinco pontos (quase nunca a quase sempre). Para este estudo, o índice de precisão alfa foi 0,92.

PROCEDIMENTOS

A pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Estadual de Londrina sob o protocolo CAAE no. 14567219.5.0000.5231. Os participantes responderam os instrumentos de forma espiralada em modalidade on-line através da plataforma [informação suprimida para não identificar o (s) autor (es)]. O Termo de Consentimento Livre e Esclarecido era apresentado antes de iniciar a pesquisa e o participante só poderia seguir após manifestar concordância. Dada a elevada quantidade de testes a serem respondidos e buscando-se evitar efeito de fadiga, a apresentação dos instrumentos seguiu modalidade espiralada, com a UCLA-BR sendo sempre apresentada em primeiro e os outros instrumentos apresentados em ordem aleatorizada. Por causa desse procedimento, nem todos os participantes responderam a todos os instrumentos. O n correspondente a cada instrumento será relatado na Tabela 2. Não obstante, percebe-se que o número de respondentes para cada instrumento é acima de 690, quantidade que resulta em um poder explicativo acima de 99% para efeitos de magnitude significativos e próximos a 0,50.

ANÁLISE DE DADOS

A análise fatorial exploratória (AFE) foi realizada no software FACTOR 12.04.01 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2023), enquanto as análises descritivas e de correlação foram realizadas no software JASP versão 0.18.1.0 (JASP Team, 2023).

AFE foi escolhida buscando-se verificar se uma nova estrutura fatorial poderia emergir a partir de uma amostra ampla e recente, composta por mais de oito mil participantes. Embora a UCLA-BR já possuísse estudos prévios de estrutura interna, o contexto social pós-pandemia e a diversidade da amostra poderiam revelar eventuais variações na organização fatorial do instrumento. Assim, a AFE foi empregada não para replicar o modelo teórico existente, mas para explorar a possibilidade de uma estrutura distinta, garantindo abertura empírica à emergência de novos padrões de saturação. Para tal análise, a AFE foi configurada seguindo padrões robustos, com método de extração *robust diagonally weighted least squares* (RDWLS) (Asparouhov & Muthén, 2010) e rotação *robust promin* (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019), utilizando uma matriz policórica. A técnica de retenção de fatores selecionada foi análise paralela (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011), com investigação complementar de possível unidimensionalidade por meio dos indicadores *explained common variance* (ECV) e *mean of item residual absolute loadings* (MIREAL) (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). Os testes Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e de esfericidade de Bartlett foram computados para saber a possibilidade de rodar a AFE por meio da matriz de correlação de dados. Para o primeiro, espera-se valores acima de 0,70, enquanto o segundo precisa ter um valor que seja estatisticamente significativo ($p < 0,05$). Além disso, utilizou-se o valor de 0,30

como ponto de corte das cargas fatoriais (Pasquali, 2010). O ajuste do modelo foi verificado por meio dos índices chi-quadrado (χ^2), *comparative fit index* (CFI), *Tucker-Lewis index* (TLI) e *weighted root mean square residual* (WRMR). Valores acima de 0,90 para CFI e TLI e abaixo de 1 para WRMR são desejados para indicar um bom ajuste (Hair et al., 2009). O índice H foi utilizado para indicar estabilidade fatorial, sendo que valores acima de 0,80 são considerados satisfatórios (Hancock & Mueller, 2000).

A precisão por consistência interna foi verificada por meio dos coeficientes alfa de Cronbach (α) e ômega de McDonald (ω), considerando valores acima de 0,70 satisfatórios (McDonald, 1999). Realizou-se também uma análise preliminar de Teoria de Resposta ao Item (TRI) com a apresentação da discriminação dos itens (Samejima, 1969). As relações entre os instrumentos por meio de correlação de Pearson (r) foram verificadas. Por fim, aproveitou-se para calcular os escores de cada instrumento para as amostras estudadas e compará-las com os estudos de adaptação para o contexto brasileiro.

RESULTADOS

O KMO apresentou um valor de 0,96 e o teste de esfericidade de Bartlett foi igual a 98268,6 ($gl = 190$, $p < 0,001$). Ambos demonstraram a fatorabilidade da matriz de correlação dos itens. A análise paralela sugeriu uma solução unifatorial, que foi reafirmada pelos índices de unidimensionalidade de ECV (0,853) e MIREAL (0,246). Tal modelo apresentou um bom ajuste ($\chi^2 = 10620,620$, $gl = 170$, $65 < 0,001$; CFI = 0,97; TLI = 0,97; RMSR = 0,079). Todas as cargas fatoriais estavam acima de 0,30, variando entre 0,37 e 0,87, como pode ser conferido na Tabela 1. Nesta tabela, pode-se observar também os parâmetros de discriminação de cada item obtidos por meio de TRI. A estrutura unifatorial explica 52,8% do construto solidão. Complementarmente, o índice H mostrou que esse fator é bem definido, com boas chances de ser replicado em estudos posteriores ($H\text{-latent} = 0,97$; $H\text{-observed} = 0,95$). Tanto o coeficiente α quanto ω obtiveram o mesmo valor de 0,95, indicando que o instrumento unifatorial apresenta excelente precisão.

Foram realizadas estatísticas descritivas para os instrumentos da pesquisa. Os resultados estão apresentados na Tabela 2. Para todos os instrumentos, não foram identificadas pesquisas relatando as expectativas normativas para a população brasileira, com exceção do QoRE e DERS-16. No caso do QoRE, por estar em escore z , percebe-se que a média da presente amostra se mostrou bastante próxima da expectativa normativa (Miguel, 2021). Já no caso da DERS-16, a pesquisa de adaptação brasileira ($n = 725$; Miguel et al., 2016) apresentou resultados bastante semelhantes ($M = 44,57$; $DP = 15,06$) aos encontrados na presente amostra, havendo diferença de média praticamente nula ($d = 0,02$).

Com isso, pode-se inferir que a variância de pontuações na presente amostra se assemelha à esperada na população brasileira.

A fim de se estudar a validade por construtos relacionados da UCLA-BR, foram realizadas correlações de Pearson com outros instrumentos. Os resultados estão apresentados na Tabela 3. Pode-se perceber que houve correlações moderadas com outros construtos, todos na direção esperada teoricamente. Foi verificado que maior solidão se associou a mais experiências de afetos negativos ($r = 0,61$) do que positivos ($r = -0,43$). Ainda, a medida de solidão se correlacionou positivamente com dificuldades de regulação emocional ($r = 0,59$) e negativamente com utilização de estratégias adaptativas de regulação emocional ($r = -0,54$). Em relação às condições de saúde subjetiva, percebeu-se que maior solidão está relacionada com menor satisfação com a vida ($r = -0,47$) e menor qualidade de vida percebida, especialmente social ($r = -0,65$) e psicológica ($r = -0,64$).

DISCUSSÃO

O presente estudo buscou investigar as propriedades psicométricas da UCLA-BR em uma extensa amostra da população geral brasileira. Os resultados mostraram uma solução unifatorial para o instrumento, assim como defendido por Russell (1996). De forma similar a tal achado, Lin et al. (2022) replicaram os resultados de unidimensionalidade para três diferentes versões da UCLA (20 itens, 8 itens e 3 itens) em uma população de 400 participantes gays e bissexuais de Taiwan. Apesar de possuir um componente cognitivo e outro emocional, os resultados mostram que estas facetas são explicadas por um conceito mais amplo (solidão), que os engloba.

Contudo, nem todos os estudos internacionais sobre a UCLA observaram sua unidimensionalidade (Kuznier et al., 2016). Como argumento para explicar a variação no número de fatores da escala em diferentes contextos, Russell (1996) aponta que a maioria dos estudos que encontram soluções multidimensionais se devem a vieses de resposta, como aquiescência, em que o respondente é influenciado pela direção dos itens, porque tenta encaixá-los em padrões socialmente mais aceitos. Quando tal viés está presente, há uma tendência a concordar com o item, independente do seu conteúdo. Quando os autores identificam tal padrão na construção ou validação dos instrumentos, criam alternativas para controlá-lo (Valentini, 2017). No caso da versão brasileira, esse aspecto foi percebido porque há itens escritos de forma positiva e outros em forma negativa, e o padrão de resposta inicial era equivalente. Para contornar tal viés, adotou-se um critério de inversão dos itens com redação negativa durante a correção. Assim, a influência da direção

do item foi modulada e a estrutura unifatorial pôde ser percebida.

Tabela 1. *Cargas Fatoriais e Parâmetros de Discriminação dos Itens*

Item	Carga fatorial	Comunalidade	Discriminação	Item	Carga fatorial	Comunalidade	Discriminação
1. Eu me sinto infeliz por fazer tantas coisas sozinho (a)	0,48	0,23	0,546	10. Eu me sinto completamente sozinho (a)	0,87	0,75	1,729
2. Eu não tolero ficar tão sozinho (a)	0,37	0,14	0,401	11. Eu sou incapaz de me aproximar e de me comunicar com as pessoas ao meu redor	0,55	0,3	0,651
3. Eu sinto que não tenho companhia	0,79	0,63	1,298	12. Eu sinto que minhas relações sociais são superficiais	0,70	0,49	0,974
4. Eu sinto que ninguém me compreende	0,76	0,58	1,181	13. Eu me sinto carente de companhia	0,78	0,61	1,262
5. Eu fico esperando as pessoas me ligarem ou escreverem	0,59	0,35	0,732	14. Eu sinto que ninguém me conhece realmente bem	0,74	0,54	1,089
6. Eu sinto que não tenho ninguém a quem eu possa recorrer	0,80	0,63	1,316	15. Eu me sinto isolado (a) das outras pessoas	0,87	0,76	1,766
7. Eu não me sinto próximo (a) a ninguém	0,82	0,67	1,426	16. Sou infeliz estando tão excluído (a)	0,78	0,62	1,263
8. Sinto que meus interesses e ideias não são compartilhados por aqueles que me rodeiam	0,71	0,51	1,015	17. Para mim é difícil fazer amigos	0,63	0,39	0,800
9. Eu me sinto excluído (a)	0,85	0,73	1,634	18. Eu me sinto bloqueado (a) e excluído (a) por outras pessoas	0,83	0,68	1,460
10. Eu me sinto completamente sozinho (a)	0,87	0,75	1,729	19. Sinto que as pessoas estão ao meu redor, mas não estão comigo	0,84	0,70	1,524
11. Eu sou incapaz de me aproximar e de me comunicar com as pessoas ao meu redor	0,55	0,3	0,651	20. Eu me sinto incomodado (a) em realizar atividades sozinho (a)	0,48	0,23	0,552

Tabela 2. *Estatísticas Descritivas dos Instrumentos*

Instrumento	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
UCLA-BR (n=8545)	26,76	14,38	0	60
PANAS (n=720)				
Positivos	29,85	7,04	10	50
Negativos	27,12	8,39	10	50
SWLS (n=726)	17,14	6,98	5	35
WHOQOL (n=1940)				
Física	24,91	4,91	9	35
Psicológica	19,44	4,62	6	30
Social	9,37	2,71	3	15
Ambiental	25,14	5,05	8	40
QoRE (n=694)	0,09	1,00	-2,63	2,76
DERS-16 (n=1613)	44,21	14,73	16	80

Nota. n = amostra parcial; UCLA-BR = Escala Brasileira de Solidão UCLA; PANAS = *Positive and Negative Affect Schedule*; SWLS = *Satisfaction With Life Scale*; WHOQOL = *World Health Organization Quality of Life*; QoRE = *Questionário On-line de Regulação Emocional*; DERS-16 = *16-Item Difficulties in Emotion Regulation Scales*.

 Tabela 3. *Correlações Entre UCLA-BR e Outros Instrumentos*

	UCLA-BR
PANAS (n=720)	
Positivos	-0,43***
Negativos	0,61***
SWLS (n=726)	-0,47***
WHOQOL (n=1940)	
Física	-0,46***
Psicológica	-0,64***
Social	-0,65***
Ambiental	-0,41***
QoRE (n=694)	-0,54***
DERS-16 (n=1613)	0,59***

Nota. *** = $p < 0,001$; n = amostra parcial; UCLA-BR = Escala Brasileira de Solidão UCLA; PANAS = *Positive and Negative Affect Schedule*; SWLS = *Satisfaction With Life Scale*; WHOQOL = *World Health Organization Quality of Life*; QoRE = *Questionário On-line de Regulação Emocional*; DERS-16 = *16-Item Difficulties in Emotion Regulation Scales*.

Além disso, utilizando o escore geral de solidão, foi possível observar a relação entre a UCLA-BR e outras medidas de construtos associados. A presença de afetos negativos intensos, a dificuldade em gerenciá-los, a autopercepção negativa de si e o isolamento social identificados como ligados à solidão são sintomas ou estratégias de enfrentamento desadaptativas característicos das psicopatologias (Sheppes et al., 2015) e que podem impactar negativamente a qualidade de vida (Barroso et al.,

2023). Esses dados demonstram que a solidão é uma vivência negativamente estressante e que pode ter efeitos deletérios quando prolongada, contribuindo para o surgimento de condições clínicas e psiquiátricas.

No entanto, cabe destacar que, como apontam Tse et al. (2022), o sofrimento psicológico está relacionado com a solidão, mas não com a solidão. Ou seja, ele decorre da solidão advinda de um isolamento que não foi escolhido pelo indivíduo. Nesse sentido, atos voluntários de retraimento, como pode ocorrer nos casos de pessoas com elevados traços de introversão, não necessariamente estariam associados ao sofrimento característico da solidão. Esta percepção é corroborada por achados como os de Lee et al. (2021) sobre a vivência de estudantes universitários durante a pandemia de Covid-19. Esses autores observaram que alguns estudantes (9 a 40%, dependendo do conceito avaliado) perceberam melhoras em suas vidas com o distanciamento social e a adoção de aulas remotas.

Ao atentar especificamente para os itens da UCLA-BR, percebe-se que aqueles com maiores cargas fatoriais e poder discriminativo são os que focam no sentimento de exclusão por outras pessoas. Os resultados sobre a capacidade discriminativa dos itens indicaram que se tenha especial atenção às respostas dadas aos itens 15 (Eu me sinto isolado/a das outras pessoas), 10 (Eu me sinto completamente sozinho/a) e 9 (Eu me sinto excluído/a) quando a UCLA-BR for adotada em uma avaliação. Tais itens, que se referem a percepção de isolamento social e sofrimento decorrente desta condição, foram os mais sensíveis em distinguir a "solidão normal" da experiência patológica e podem ser focos importantes para propostas de intervenção para o combate à solidão. Estes foram os mesmos itens anteriormente identificados como mais discriminativos no estudo de validação original do instrumento para o Brasil (Barroso et al, 2016b).

Os resultados mostraram que a UCLA-BR pode ser uma boa alternativa para avaliar a solidão da população brasileira de diferentes faixas etárias. Contudo, algumas limitações desta pesquisa podem ser apontadas. A maior parte dos participantes apresentava escolaridade superior ou pós-graduação, destoando do padrão da maior parte da população brasileira. Além disso, apesar da amostra ampla para estudos da estrutura fatorial, a quantidade de participantes nos estudos de correlação foi menor, e os demais instrumentos aplicados referiram-se a construtos teoricamente mais próximos da solidão. Nesse sentido, recomenda-se novas investigações, que ampliem os conceitos psicológicos, podendo abarcar, por exemplo, desesperança, habilidades sociais ou inteligência emocional, como forma de compreender os múltiplos aspectos que a percepção angustiante de falta de sociabilização pode estar relacionada. Não obstante, percebe-se que UCLA-BR mostrou

se um instrumento de adequadas propriedades psicométricas, relacionando-se com outros conceitos de acordo com a expectativa teórica, apresentando-se como um importante instrumento para avaliação psicológica da solidão.

DECLARAÇÃO DE CONFLITOS DE INTERESSES

Os autores declaram que não há conflitos de interesse no manuscrito submetido.

REFERÊNCIAS

- Antunes, J. T., Machado, Í. E., & Malta, D. C. (2022). Loneliness and associated factors among Brazilian adolescents: results of national adolescent school-based health survey 2015. *Jornal de Pediatria*, 98, 92-98. <https://doi.org/10.1016/j.jped.2021.04.004>
- Asparouhov, T., & Muthen, B. (2010). Simple second order chi-square correction. Mplus technical appendix, 1-8. https://www.statmodel.com/download/WLSMV_new_chi2_1.pdf
- Beller, J. (2022). Loneliness and mortality: The moderating effect of positive affect. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 15(1), 49-65. <https://doi.org/10.1111/aphw.12354>
- Barroso, S. M., Andrade, V. S. D., Midgett, A. H., & Carvalho, R. G. N. D. (2016a). Evidências de validade da Escala Brasileira de Solidão UCLA. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 65(1), 68-75. <https://doi.org/10.1590/0047-2085000000105>
- Barroso, S. M., Andrade, V. S. de., & Oliveira, N. R. de. (2016b). Escala Brasileira de Solidão: Análises de Resposta ao Item e definição dos pontos de corte. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 65(1), 76-81. <https://doi.org/10.1590/0047-2085000000106>
- Barroso, S. M., Silva e Sousa, A. A., & Rosendo, L. S. (2023). Impacto da solidão na qualidade de vida de universitários de Minas Gerais. *Psicologia: Ciência e Profissão*, 43, e243909. <https://doi.org/10.1590/1982-3703003243909>
- Carreño Moreno, S., Pacheco López, M., & Arias Rojas, M. (2024). Role adoption, anxiety, depression and loneliness in family caregivers of patients with chronic diseases. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 32, e4140. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.6926.4140>
- Crowe, C. L., Liu, L., Bagnarol, N., & Fried, L. P. (2022). Loneliness prevention and the role of the public health system. *Perspectives in public health*, 144(1), 31-38. <https://doi.org/10.1177/17579139221106579>
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 91-95. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Fardghassemi, S., & Joffe, H. (2022). The causes of loneliness: The perspective of young adults in London's most deprived areas. *Plos one*, 17(4), e0264638. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0264638>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Ferreira, H. G., & Casemiro, N. V. (2021). Solidão em idosos e fatores associados. *Revista Família, Ciclos de Vida e Saúde no Contexto Social*, 9(1), 90-98. <https://doi.org/10.18554/refacs.v9i1.5199>
- Fleck, M. P. A., Louzada, S., Xavier, M., Chachamovich, E., Vieira, G., Santos, L., & Pinzon, V. (2000). Aplicação da versão em português do instrumento abreviado de avaliação da qualidade de vida "WHOQOL-bref". *Revista de Saúde Pública*, 34(2), 178-183. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102000000200012>
- Gubler, D. A., Makowski, L. M., Troche, S. J., & Schlegel, K. (2021). Loneliness and well-being during the Covid-19 pandemic: Associations with personality and emotion regulation. *Journal of Happiness Studies*, 22, 2323-2342. <https://doi.org/10.1007/s10902-020-00326-5>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, L. R. (2009). *Análise multivariada de dados* (6th ed.). Bookman.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2000). Rethinking construct reliability within latent variable systems. Em R. Cudeck, K. G. Jöreskog, D. Sörbom, & S. Du Toit (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future* (pp. 195-216). Scientific Software International.
- Hipson, W. E., Kiritchenko, S., Mohammad, S. M., & Coplan, R. J. (2021). Examining the language of solitude versus loneliness in tweets. *Journal of Social and Personal Relationships*, 38(5), 1596-1610. <https://doi.org/10.1177/0265407521998460>
- JASP Team (2023). JASP (Versão 0.18.1.0) [Programa de Computador]. Recuperado de <https://jasp-stats.org/>
- Jiang, Q., Zhao, F., Xie, X., Wang, X., Nie, J., Lei, L., & Wang, P. (2022). Difficulties in emotion regulation and cyberbullying among Chinese adolescents: A mediation model of loneliness and depression. *Journal of Interpersonal Violence*, 37(1-2), NP1105-NP1124. <https://doi.org/10.1177/0886260520917517>
- Kasar, K. S., & Karaman, E. (2021). Life in lockdown: Social isolation, loneliness and quality of life in the elderly during the COVID-19 pandemic: A scoping review. *Geriatric Nursing*, 42(5), 1222-1229. <https://doi.org/10.1016/j.gerinurse.2021.03.010>
- Korzinha, Y., Hemberg, J., Nyman-Kurkiala, P., & Fagerström, L. (2022). Causes of involuntary loneliness among adolescents and young adults: An integrative review. *International Journal of Adolescence and Youth*, 27(1), 493-514. <https://doi.org/10.1080/02673843.2022.2150088>
- Kuznier, T. P., Souza, C. C., Mata, L. R. F., & Chianca, T. C. M. (2016). Propriedades psicométricas da escala de solidão da UCLA: Revisão integrativa. *Revista de Enfermagem do Centro-Oeste Mineiro*, 6(2), 2271-2281. <https://doi.org/10.19175/recom.v6i2.1399>

- Lee, J., Solomon, M., Stead, T., Kwon, B., & Ganti, L. (2021). Impact of COVID-19 on the mental health of US college students. *BMC Psychology*, 9(1), 95. <https://doi.org/10.1186/s40359-021-00598-3>
- Lin, C. Y., Tsai, C. S., Fan, C. W., Griffiths, M. D., Chang, C. C., Yen, C. F., & Pakpour, A. H. (2022). Psychometric evaluation of three versions of the UCLA Loneliness Scale (full, eight-item, and three-item versions) among sexual minority men in Taiwan. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(13), 8095. <https://doi.org/10.3390/ijerph19138095>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: A method for diagonally weighted factor rotation. *LIBERABIT, Revista Peruana de Psicología*, 25(1), 99-106. <http://dx.doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Lorenzo-Seva U, & Ferrando, P. J. (2023). *FACTOR* (Versão 12.04.01) [Programa de Computador]. <https://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor/>
- McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- Meng, J., Wang, X., Wei, D., & Qiu, J. (2020). State loneliness is associated with emotional hypervigilance in daily life: a network analysis. *Personality and Individual Differences*, 165, 110154. <https://doi.org/10.1016/j.pvaid.2020.110154>
- Miguel, F. K. (2021). *Bateria On-Line de Inteligência Emocional: Livro de instruções (manual)*. Vetor.
- Miguel, F. K., Giromini, L., Colombarolli, M. S., Zuanazzi, A. C., & Zennaro, A. (2016). A Brazilian investigation of the 36- and 16-item Difficulties in Emotion Regulation Scales. *Journal of Clinical Psychology*, 73(9), 1146-1159. <https://doi.org/10.1002/jclp.22404>
- Oliveira, A. dos S., Pedrollo, L. F. S., Vedana, K. G. G., & Silva, A. C. (2025). Social media and streaming services: A cross-sectional study on factors associated with mental health. *Revista Gaúcha de Enfermagem*, 46, e20240115. <https://doi.org/10.1590/1983-1447.20220240115.en>
- O'Day, E. B., Morrison, A. S., Goldin, P. R., Gross, J. J., & Heimberg, R. G. (2019). Social anxiety, loneliness, and the moderating role of emotion regulation. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 38(9), 751-773. <https://doi.org/10.1521/jscp.2019.38.9.751>
- Passarelli-Araujo, H. (2025). Loneliness in Brazil: A silent threat to public health. *Cadernos de Saúde Pública*, 41(7), e00229524. <https://doi.org/10.1590/0102-311XEN229524>
- Pasquali, L. (Ed.). (2010). *Instrumentação psicológica: Fundamentos e práticas*. Artmed.
- Peplau, L. A., & Perlman, D. (Eds.). (1982). *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy*. Wiley.
- Perlman, D., & Peplau, L.A. (1998). Loneliness. In H. Friedman (Ed.), *Encyclopedia of mental health* (Vol. 2, pp. 571-581). Academic Press.
- Pinheiro, H. A., Cerceau, V. R., Pereira, L. C., Funghetto, S. S., & Menezes, R. L. (2020). Nutritional intervention and functional exercises improve depression, loneliness and quality of life in elderly women with sarcopenia: A randomized clinical trial. *Fisioterapia em Movimento*, 33, e003332. <https://doi.org/10.1590/1980-5918.033.A032>
- Preece, D. A., Goldenberg, A., Becerra, R., Boyes, M., Hasking, P., & Gross, J. J. (2021). Loneliness and emotion regulation. *Personality and Individual Differences*, 180, 110974. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110974>
- Rokach, A. (2025). Loneliness or solitude: How are they different? *OBM Neurobiology*, 9(3), 297. <https://doi.org/10.21926/obm.neurobiol.2503297>
- Russell, D. W. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 66(1), 20-40. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6601_2
- Russell, D. W., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(3), 472-480. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.39.3.472>
- Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika*, 34(Suppl 1), 1-97. <https://doi.org/10.1007/BF03372160>
- Sandy Júnior, P. A., Borim, F. S. A., & Neri, A. L. (2023). Solidão e sua associação com indicadores sociodemográficos e de saúde em adultos e idosos brasileiros: ELSI-Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 39, e00213222. <https://doi.org/10.1590/0102-311XPT213222>
- Sheppes, G., Suri, G., & Gross, J. J. (2015). Emotion regulation and psychopathology. *Annual Review of Clinical Psychology*, 11, 379-405. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032814-112739>
- Teneva, N., & Lemay Jr, E. P. (2020). Projecting loneliness into the past and future: Implications for self-esteem and affect. *Motivation and Emotion*, 44(5), 772-784. <https://doi.org/10.1007/s11031-020-09842-6>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Tse, D. C., Lay, J. C., & Nakamura, J. (2022). Autonomy matters: experiential and individual differences in chosen and unchosen solitary activities from three experience sampling studies. *Social Psychological and Personality Science*, 13(5), 946-956. <https://doi.org/10.1177/19485506211048066>
- Ung, M., Wan, K. Y. Y., Liu, S. Y., Choo, Y. J., Liew, N. S. W., Shang, Z. A., Khoo, S. S. H., Tai, W. X., Lin, R., & Yi, S. (2022). Alcohol Consumption, Loneliness, Quality of Life, Social Media Usage and General Anxiety before and during the COVID-19 Pandemic in Singapore. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(9), 5636. <https://doi.org/10.3390/ijerph19095636>
- Valentini, F. (2017). Influência e controle da aquiescência na análise fatorial. *Avaliação Psicológica*, 16(2), 120-123. <https://doi.org/10.15689/ap.2017.1602.ed>
- Whoqol Group (1998). Development of the World Health Organization WHOQOL-BREF quality of life assessment. *Psychological Medicine*, 28(3), 551-558. <https://doi.org/10.1017/S0033291798006667>

- Xie, Y., Kawata, Y., Kamimura, A., & Shibata, N. (2021). Comparison of causes of loneliness and coping behaviors among Japanese and Chinese university student samples. *Juntendo Medical Journal*, 67(1), 46-59. <https://doi.org/10.14789/jmj.2021.67.JMJ20-OA08>
- Zanon, C., Bardagi, M. P., Layous, K., & Hutz, C. S. (2014). Validation of the Satisfaction with Life Scale to Brazilians: Evidences of measurement noninvariance across Brazil and US. *Social Indicators Research*, 119(1), 443-453. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0478-5>
- Zanon, C., & Hutz, C. S. (2014). Escala de afetos positivos e negativos. Em C. S. Hutz (Org.), *Avaliação em psicologia positiva* (pp. 63-68). Artmed.

Recebido em: 06/05/2024

Primeira decisão editorial em: 30/07/2025

Aceito em: 21/11/2025