

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/295401642>

Índice de Satisfação com a Vida (ISV)

Chapter · January 2011

CITATION

1

READS

1,091

3 authors, including:



António M. Diniz

Universidade de Évora

53 PUBLICATIONS 663 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Nuno Amado

Universidade de Évora

11 PUBLICATIONS 30 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

ÍNDICE DE SATISFAÇÃO COM A VIDA (ISV)¹

ANTÓNIO M. DINIZ, NUNO AMADO & JOANA GOUVEIA

1. Indicações

1.1. *Dimensões avaliadas*

O Índice de Satisfação com a Vida (ISV), versão portuguesa do *Life Satisfaction Index-A (LSI-A*; Neugarten, Havighurst, & Tobin, 1961), tem como objectivo avaliar a satisfação com a vida (SV) nos adultos idosos. Na sua versão original de 20 itens, o *LSI-A* é constituído por cinco factores: (1) prazer/entusiasmo *versus* apatia nas actividades do dia-a-dia (Prazer); (2) olhar a vida como fazendo sentido e aceitá-la resolutamente (Sentido e Aceitação); (3) congruência entre os objectivos desejados e atingidos (Congruência); (4) Auto-Conceito Positivo; e, (5) Tonalidade do Humor. Contudo, esta versão tem-se mostrado psicometricamente insatisfatória, conduzindo ao teste de várias versões alternativas com um apreciavelmente menor número de factores e de itens (cf. Helmes, Goffin, & Chrisjohn, 1998), reflectindo evoluções quer ao nível das técnicas de análise factorial (primeiro exploratória, depois confirmatória) quer ao nível da

¹ Os estudos sobre a prova aqui apresentados enquadram-se no âmbito dos trabalhos desenvolvidos na linha de investigação Transições na Vida Adulta: Dinâmicas Adaptativas do Adulto Idoso, coordenada pelo primeiro autor no Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Lisboa.

Agradecemos os comentários de C. Machado e L. S. Almeida a uma versão prévia deste texto.

teorização sobre a SV. Entretanto, a versão portuguesa aqui apresentada (ISV) é unifactorial (SV; sete itens).

1.2. *População-alvo*

Adultos idosos (65 ou mais anos).

2. História e fundamentação teórica

O desenvolvimento do *LSI* teve como objectivo a avaliação do bem-estar psicológico em adultos idosos (Neugarten et al., 1961) de um modo independente do seu nível de actividade ou participação social. Tendo por base as entrevistas realizadas no âmbito do *Kansas City Study of Adult Life*, os autores elaboraram duas versões do instrumento: o *LSI-B*, sob a forma de guião de entrevista, e o *LSI-A*, sob a forma de questionário. Este último tornou-se comum na investigação e avaliação do bem-estar subjectivo nos adultos idosos (cf. Helmes et al., 1998).

A partir da análise de instrumentos prévios de mensuração do ajustamento e ânimo e do seu contraste com a informação obtida através de entrevistas (*Kansas City Study of Adult Life*), Neugarten e colaboradores (1961) procuraram operacionalizar o constructo SV em cinco factores: (1) Prazer; (2) Sentido e Aceitação; (3) Congruência; (4) Auto-Conceito Positivo; e, (5) Tonalidade do Humor. Cada um deles foi classificado numa escala de cinco pontos como critério para avaliar as entrevistas realizadas. Seleccionados os sujeitos com os resultados mais elevados e mais baixos, seguiu-se a identificação dos itens (incluindo certas questões abertas das entrevistas) que, com base nas várias entrevistas realizadas, melhor possibilitavam a diferenciação entre estes sujeitos. A estes itens, foram ainda acrescentados outros que também representavam os cinco factores. No final deste processo, o *LSI-A* era constituído por 25 itens. A prova foi administrada a 92 sujeitos e a análise dos itens que melhor diferenciavam altos e baixos resultados levou à exclusão de cinco (itens com menor capacidade discriminativa).

Apesar da frequente utilização do instrumento, a sua estrutura factorial ainda é motivo de polémica e alvo de várias investigações. Helmes e colaboradores (1998) testaram, através da análise factorial confirmatória

(AFC), diversos modelos multifactoriais propostos para o *LSI-A* em estudos realizados por vários autores (Adams, 1969; Bigot, 1974; Hoyt & Creech, 1983; Liang, 1984; Neugarten et al., 1961; Rao & Rao, 1981; Shmotkin, 1991; Tran, 1992), bem como o modelo unifactorial (em virtude de no processo típico de pontuação do *LSI-A* não serem consideradas subescalas). Em conformidade com a escala ordinal dos itens (tricotómica), o método de estimação utilizado pelos autores foi o de máxima verosimilhança (MV) com o robusto *Satorra-Bentler scaled chi-square* ($SB\chi^2$; Satorra & Bentler, 1988a,b, 1994). Os modelos testados não apresentaram soluções aceitáveis, à excepção dos de Bigot (1974) e de Hoyt e Creech (1983), ambos bifactoriais oblíquos com quatro itens por factor. Porém, os autores desaconselharam a utilização da prova, considerando que dois factores são insuficientes para representar a abrangência da SV (Neugarten et al., 1961).

Algumas objecções podem ser feitas a esta conclusão, atentando, designadamente, a questões metodológicas: viés amostral, viés na recolha de dados e viés de estimação. Helmes e colaboradores (1998) basearam a sua crítica ao *LSI-A* nos resultados obtidos com uma amostra composta por adultos idosos e também por adultos na meia-idade (leque etário: 55-92 anos); utilizaram uma forma mista de preenchimento do *LSI-A* (134 auto-preenchidos e os restantes hetero-administrados); e, recorreram a uma amostra de 187 sujeitos, logo menor do que o desejável para quatro dos modelos testados (e.g., o unifactorial de 20 itens). Note-se a perda de precisão do $SB\chi^2$ em modelos factoriais com 15 itens em amostras de pequena dimensão ($N \leq 120$; Bentler & Yuan, 1999) e a necessidade de amostras com pelo menos 200 casos para otimizar o seu desempenho em modelos factoriais com 12 itens (Curran, West, & Finch, 1996).

Atente-se, ainda, que uma das estruturas factoriais testadas por Helmes e colaboradores (1998) que merece especial atenção no presente trabalho foi a de Liang (1984). Através da AFC, o autor constatou que o modelo que representava a SV, enquanto operacionalizada pelo *LSI-A*, era constituído por 11 itens organizados numa estrutura trifactorial hierárquica, com a SV como factor de segunda ordem e a Tonalidade do Humor, o Prazer (ou ânimo relacionado com a idade) e a Congruência, como factores de primeira ordem. Destaca-se, neste trabalho, o facto de o modelo em apreciação ter sido consistentemente replicado em quatro amostras ($N > 666$) de adultos idosos (com 65 anos ou mais) e, acresce ainda, isso aconteceu no contexto de uma abordagem multi-método: o modelo era

plausível (estatisticamente significativo e parcimonioso) quando estimado quer pelo método de MV quer pelo método dos mínimos quadrados ponderados (assimptoticamente robusto). Numa posição diversa da de Helmes e colaboradores (1998), ainda que dois dos factores de Neugarten e colaboradores (1961) não tenham sido identificadas no estudo (Sentido e Aceitação; Auto-Conceito Positivo), isso não foi argumentado por Liang (1984) para desqualificar o *LSI-A*. Sem dúvida que o modelo remete para uma definição mais restrita da SV do que a originalmente proposta, mas a principal objecção suscitada foi a de a prova não avaliar afectos transitórios. Todavia, isso pode ultrapassado com a utilização conjunta de uma prova desse tipo (e.g., a *PANAS*; Watson, Clark, & Tellegen, 1988).

3. Estudos realizados em Portugal

3.1. *Data e objectivos*

A recolha de dados num primeiro estudo decorreu em 2005 e teve como objectivo o início da adaptação do ISV para adultos idosos portugueses (Gouveia, Diniz, & Amado, 2006). Deste estudo preliminar de comparação entre vários modelos alternativos para a prova (estimação por MV com o $SB\chi^2$) resultaram, somente, dois modelos plausíveis: foi replicado o de Liang (1984) e gerou-se um outro, unifactorial, com 14 itens. Com o estudo que ora se apresenta, continuámos o processo de adaptação da prova de forma a obter uma versão com uma estrutura factorial que correspondesse aos critérios de validade convergente, discriminante e de fiabilidade compósita de constructos definidos por Fornell e Larcker (1981; cf., também, Bagozzi & Yi, 1988), e que tivesse capacidade para diferenciar grupos tidos na literatura como diferentes em termos de SV (validade de critério; e.g., mulheres *vs.* homens). Neste estudo procurámos, também, uma correspondência entre as características socio-demográficas da amostra e as da população idosa portuguesa, nomeadamente quanto ao género, visando a apresentação de dados normativos preliminares para a prova.

3.2. Amostra e procedimento

Os participantes no primeiro estudo (Gouveia et al., 2006) foram seleccionados a partir da população de adultos idosos residentes na Área da Grande Lisboa e de uma população de idosos “mediamente urbana” (Instituto Nacional de Estatística, s.d.), residente em Almeida (distrito da Guarda), através de processos não probabilísticos de amostragem (de conveniência, intencional via informantes privilegiados e intencional tipo *snowball*). A amostra foi constituída por 284 adultos idosos voluntários (leque etário = 65-96 anos, $M = 79$), todos eles funcionais, dos quais 68% eram mulheres e 57% tinham menos do que 80 anos de idade. A maioria residia em meio “predominantemente urbano” (Instituto Nacional de Estatística, s.d.) (64.8%), não eram casados (70.4%) e não se encontravam institucionalizados (68.3%). Quanto à escolaridade, 65.1% dos adultos idosos tinham menos do que nove anos de escolaridade e, no pólo oposto, 26.1% eram licenciados ou pós-graduados.

Para a constituição da amostra do segundo estudo partiu-se de um conjunto de 394 sujeitos que incluía os 284 participantes do estudo anterior, e cujos sujeitos adicionais foram recolhidos pelos mesmos processos junto da população de idosos da Área da Grande Lisboa. A análise das variáveis socio-demográficas mostrou existir um excesso de mulheres e de sujeitos altamente escolarizados em comparação com a população idosa portuguesa (Instituto Nacional de Estatística, 2002). Foram, então, aleatoriamente excluídos da amostra 45 adultos idosos com essas características, incrementando substancialmente o seu ajustamento à população.

A amostra ficou constituída por 349 adultos idosos voluntários (leque etário: 65-100 anos, $M = 77$), todos eles funcionais, dos quais 59.9% eram mulheres e 61.9% tinham menos de 80 anos de idade. A maioria residia em meio “predominantemente urbano” (Instituto Nacional de Estatística, s.d.) (80.2%), não eram casados (64.8%) e não se encontravam institucionalizados (85.7%). Quanto à escolaridade, 29.5% dos adultos idosos não tinham a quarta classe, 49% tinham-na concluído e, no pólo oposto, 10.9% eram licenciados ou pós-graduados. Confrontando estes resultados com os obtidos para a amostra do primeiro estudo (Gouveia et al., 2006), podemos constatar que existem diferenças socio-demográficas assinaláveis entre as amostras. Confrontando-os, também, com os dados disponíveis sobre a população idosa portuguesa (proporções para género e níveis de escolaridade; Instituto Nacional de Estatística, 2002), verifica-se

uma correspondência para o género mas não para a escolaridade: a nossa amostra é mais escolarizada.

Os questionários foram sempre hetero-administrados. Optámos por este procedimento por razões instrumentais e ético-deontológicas (Diniz, 2007). Explicitando-as sumariamente, isso foi feito quer pela procura da devida congruência entre a recolha de informação no processo de adaptação da prova e o contexto casuístico de avaliação a que ela poderá servir, quer pelas características da população idosa, nomeadamente analfabetismo, saúde funcional e dificuldade perante uma situação não familiar (de teste). Estas características, condicionando o nível de realização necessário à tarefa de auto-preenchimento de questionários, poderiam conduzir à exclusão de certos adultos idosos do estudo quando, de facto, nele poderiam participar (e.g., os menos socialmente favorecidos). A exclusão destes adultos idosos colocaria problemas de representatividade (abrangeção) da amostra a jusante do estudo e problemas de ordem ético-deontológica a montante do mesmo. Acresce que caso houvesse hetero-administração para uns adultos idosos e auto-preenchimento para outros, os resultados obtidos no estudo estariam maculados por um potencial efeito de método. Entretanto, uma vez que certos itens poderiam induzir um forte impacto emocional nos adultos idosos, houve lugar para a expressão e manejo de sentimentos no final da entrevista.

Para testar novamente os modelos que no estudo anterior (Gouveia et al., 2006) se revelaram ajustados aos dados empíricos, invertemos previamente a pontuação dos itens negativamente conotados e recorremos à AFC. Com o *PRELIS2* (Jöreskog & Sörbom, 1993a) foi calculada a matriz de covariância assintótica das correlações policóricas dos dados obtidos, que foi lida e trabalhada pelo *LISREL8-SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993b) através do método de estimação de MV com o robusto $SB\chi^2$ (Satorra & Bentler, 1988a,b, 1994). No *LISREL8*, o $SB\chi^2$ requer uma matriz de covariância assintótica (Jöreskog, Sörbom, Du Toit, & Du Toit, 2001), a qual, por seu lado, exige amostras de grande dimensão (Moustaki, Jöreskog, & Mavridis, 2004). Dada a média dimensão das nossas amostras, utilizámos, no *PRELIS2*, a técnica de amostragem por simulação *bootstrap* (500 amostras de 75% dos casos) para corresponder a esse requisito. Como as diferenças entre os resultados do teste dos modelos com e sem *bootstrap* foram negligenciáveis, considerámos apenas os relativos às nossas amostras.

Seguimos uma lógica de “geração de modelos” (Jöreskog & Sörbom, 1993b), considerando na avaliação do ajustamento dos modelos, interactivi-

vamente, os resultados obtidos para índices de ajustamento que representassem diferentes facetas do mesmo (cf. Beauducel & Wittmann, 2005; Hu & Bentler, 1998; Tanaka, 1993). Bentler (2007) recomenda a utilização conjunta do qui-quadrado, do *comparative fit index* (*CFI*; Bentler, 1990), do *root mean square error of approximation* (*RMSEA*; Steiger, 1990) e do *standardized root mean square residual* (*SRMR*; versão estandardizada do *RMR* de Jöreskog & Sörbom, 1981). O estudo de Beauducel e Wittmann (2005) elucida acerca desta preferência. Note-se que analisámos os resultados obtidos para o qui-quadrado *relativo* ($SB\chi^2/gl$), o qual ajusta o qui-quadrado à complexidade dos modelos (i.e., ao seu número de parâmetros livres). Seguindo a terminologia de Forster (2002), estes índices indicam a “precisão preditiva interpolativa” de um modelo (i.e., dentro do domínio de origem dos dados observados), pelo que recorreremos, ainda, ao *expected cross-validation index* (*ECVI*; Browne & Cudeck, 1993), que indica a sua “precisão preditiva extrapolativa” (i.e., fora do domínio interpolativo).

Considerámos, para um bom ajustamento de um modelo, que o *ratio* $SB\chi^2/gl$ deve ser menor do que três (Kline, 1998); que o *SRMR* deve ser próximo ou menor do que .08 e que o *CFI* deve ser igual ou maior do que .95 (Hu & Bentler, 1999); e, que o *RMSEA* deve ser igual ou menor do que .05, sendo valores de .08 ou menos para o índice indicadores de um ajustamento aceitável e superiores a .10 indicadores de um mau ajustamento (Browne & Cudeck, 1993). Entretanto, segundo os resultados do estudo de Hu e Bentler (1999), um *RMSEA* de .06 indica um bom ajustamento. Quanto ao *ECVI*, ele serve à extrapolação dos resultados do teste de um modelo (quando estimado por MV) para diferentes amostras com a mesma dimensão da testada e à comparação de modelos integrados e não integrados, escolhendo-se aquele que tem o *ECVI* menos elevado (e.g., o *ECVI* do modelo deve ser inferior ao *ECVI* do modelo saturado, revelando um ajustamento parcimonioso).

Resta referir, ainda a propósito do teste dos modelos, que o procedimento de reespecificação dos mesmos foi realizado perseguindo os padrões estabelecidos por Fornell e Larcker (1981) e Bagozzi e Yi (1988) para que possa afirmar-se a validade convergente de um factor (variância média extraída dos itens pelo factor; $VME^2 \geq .50$). Ainda sustentados nes-

² Calculada através da fórmula $\Sigma(cfe_i^2)/\Sigma(cfe_i^2) + \Sigma(e_i)$, onde cfe_i = carga factorial estandardizada dos itens e e_i = variância do erro dos itens.

tes autores, avaliámos a fiabilidade compósita dos factores³, tendo por critérios de análise dos resultados os propostos por Nunnally e Bernstein (1994) para investigação básica (.80) e para investigação aplicada (.90). Avaliámos, ainda, a validade discriminante entre factores (Fornell & Larcker, 1981; covariância, ou quadrado da correlação, entre factores menor do que a VME dos factores). Procurámos, entretanto, justificar substantivamente as modificações efectuadas no modelo. O modelo resultante deste processo foi testado nas duas amostras atrás descritas (relacionadas, mas com características diferentes) para controlar efeitos de melhoramento do ajustamento com base no acaso (MacCallum, Roznowski, & Necowitz, 1992).

Concluímos, assim, a análise da estrutura interna do ISV através de um processo de validação cruzada e, para completar o estudo da validade de constructo da prova, analisámos a sua capacidade para diferenciar grupos conhecidos (validade de critério). Este último estudo foi realizado atendendo ao facto de as relações entre um factor e os seus itens deverem ser diferentemente ponderadas no cálculo de uma nota para o factor (diferente precisão dos itens para representar o factor). Evitámos, pois, o viés suscitado pelo cálculo de um somatório (ou de uma média) dos resultados brutos obtidos nos itens, multiplicando-os pelas regressões das respectivas cargas factoriais, entretanto obtidas através do *LISREL8* (Jöreskog & Sörbom, 1996, 2002), e calculando, depois, a média dessas notas ponderadas.

3.3. *Dados qualitativos e quantitativos dos itens*

No primeiro estudo estão indicados os procedimentos de tradução da prova, remetendo para a validade de conteúdo da mesma (Gouveia et al., 2006). Convém mencionar que, originalmente, a cotação das respostas aos itens era dicotómica (Neugarten et al., 1961), ainda que a forma de resposta contemplasse as categorias “concordo”, “não tenho a certeza” e “discordo”. A estas duas últimas categorias era atribuída a mesma pontuação. No presente estudo, tal como no anterior (Gouveia et al., 2006) e no de Helmes e colaboradores (1998), considerámos uma escala de resposta aos itens de três pontos (“discordo” = 1, “não tenho a certeza” = 2 e “con-

³ Calculada através da fórmula $[\Sigma(cfe_i)]^2 / [\Sigma(cfe_i)]^2 + \Sigma(e_i)$.

concordo” = 3). Note-se que a distribuição de resultados nos itens era adequada, uma vez que nenhum deles funcionava mais como uma constante do que como uma variável: nenhum apresentou mais de 94.75% de ocorrências para qualquer uma das categorias de resposta (máximo de 77.4% para o item 20 na categoria “concordo”).

3.4. Resultados no âmbito da validade

a. Estrutura interna

Os resultados do primeiro estudo (Gouveia et al., 2006) mostraram que das várias estruturas factoriais propostas na literatura (que possuíam mais de dois itens por factor), as que apresentaram um bom ajustamento foram a unifactorial, embora reduzida a 14 itens ($SB\chi^2/gl=1.44$; $CFI=.91$; $RMSEA=.040$), e a trifactorial hierárquica de Liang (1984), com 11 itens ($SB\chi^2/gl=1.23$; $CFI=.92$; $RMSEA=.029$). Note-se que para obter estes resultados, ambos os modelos continham uma covariância de erro entre os itens 9 e 10 do factor Prazer.

No Quadro 1 podemos observar os resultados obtidos para o ajustamento dos vários modelos testados no presente estudo.

QUADRO 1. Índices de ajustamento dos modelos testados

Modelo (factores ; itens)	$SB\chi^2/gl$ (ratio)	<i>SRMR</i>	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i> (IC 90%)	<i>ECVI</i> (IC 90%)	<i>ECVI</i> Msat.
Liang (1984) ^a (3 ; 11)	78.74/41 (1.92)	.073	.89	.051 (.034 ; .068)	.37 (.31 ; .45)	.38
Gouveia et al. (2006) (1 ; 14)	190.76/77 (2.48)	.084	.86	.065 (.054 ; .077)	.71 (.60 ; .84)	.60
ISV (1 ; 7)	26.25/14 (1.88)	.050	.96	.050 (.018 ; .079)	.16 (.13 ; .21)	.16
ISV ^b (1 ; 7)	15.14/14 (1.08)	.042	.97	.017 (.000 ; .061)	.15 (.15 ; .20)	.20

IC = intervalo de confiança; Msat. = modelo saturado; ^a factores oblíquos; ISV = Índice de Satisfação com a Vida; ISV^b = ISV na amostra de Gouveia et al. (2006).

Para o modelo de Liang (1984) verificamos, no Quadro 1, que o resultado do *CFI* remete para um ajustamento não aceitável (menor do que .95). Porém, dado os restantes índices indicarem um bom ajustamento do modelo ($SB\chi^2/gl < 3.00$, $SRMR < .08$, $RMSEA < .06$, com limite superior do IC de 90% $< .08$ e *ECVI* do modelo saturado no seio do IC de 90% do *ECVI* do modelo em apreciação), procedemos à análise substantiva do mesmo. Note-se que o modelo de Liang (1984) foi testado, mas na sua forma oblíqua. Assim, pôde estudar-se a relação dos factores entre si e com os respectivos itens (num total de 11), concluindo-se que ele não apresentava uma validade discriminante aceitável para os factores Tonalidade do Humor e Prazer (covariância = .74; $VME_{\text{Tonalidade do Humor}} = .59$; $VME_{\text{Prazer}} = .46$), indicando redundância entre os mesmos, sendo, pois, aconselhável a sua fusão. Esta decisão compagina-se com a inferência que podemos fazer a partir das muito elevadas magnitudes obtidas para as cargas factoriais entre o factor de segunda ordem e estes factores no modelo de Liang (1984), tanto pelo autor (Tonalidade do Humor entre .81 e .92 e Prazer entre .97 e .998) quanto por Gouveia e colaboradores (2006) (Tonalidade do Humor = .98 e Prazer = .87). Entretanto, no presente estudo, o factor Congruência apresentou problemas de validade convergente ($VME = .33$) e de fiabilidade compósita (.64).

Perante estes resultados, que remetiam para uma possível estrutura unifactorial para a prova, considerámos a relação directa do factor SV aos 14 itens do modelo de Gouveia e colaboradores (2006). Testámos esse modelo e ele não estava devidamente ajustado (cf. Quadro 1). Iniciámos, então, um processo de depuração do mesmo (*model trimming*) que resultou num modelo final para o ISV de sete itens. O critério de exclusão dos itens foi o de estes apresentarem uma carga factorial inferior a .45, já que a intenção era a de atingir os níveis desejáveis de validade convergente e de fiabilidade compósita do factor (cf. 3.3., penúltimo §). Este modelo, como pode observar-se no Quadro 1, revelou possuir uma boa precisão preditiva interpolativa ($SB\chi^2/gl < 3.00$, $SRMR < .08$, $CFI > .95$, $RMSEA < .06$, com limite superior do IC de 90% $< .08$), e uma aceitável precisão preditiva extrapolativa para amostras da mesma dimensão da deste estudo (*ECVI* do modelo saturado no seio do IC de 90% do *ECVI* do modelo em apreciação e igual à estimativa pontual obtida para o índice). Note-se, por último, que este modelo, quando comparado com os restantes (Quadro 1), é aquele que apresenta um menor *ECVI*.

Podemos constatar, ainda no Quadro 1, que os resultados do ISV na amostra de Gouveia e colaboradores (2006) foram melhores do que na amostra do presente estudo, confirmando a sua expectável replicabilidade em diferentes amostras. Note-se que a validade convergente do modelo quando testada nessa amostra ($VME = .51$) pouco variou face ao resultado obtido com a nossa amostra ($VME = .52$). Acresce, ainda, que o modelo apresentou a mesma fiabilidade compósita (.88) na nossa amostra e na de Gouveia e colaboradores (2006).

No Quadro 2 apresentamos os resultados substantivos do modelo (ISV) obtidos com a amostra do presente estudo.

Quadro 2. ISV: itens, cargas factoriais, coeficientes de determinação e regressões das cargas factoriais

Itens	CF	R^2	Regressão CF
3. Esta é a fase mais sombria da minha vida.	.79	.62	.23
4. Estou tão feliz como quando era mais novo(a).	.82	.68	.28
5. A minha vida podia ser mais feliz do que é agora.	.67	.44	.13
6. Estes são os melhores anos da minha vida.	.70	.50	.15
7. A maior parte das coisas que faço são aborrecidas ou monótonas.	.70	.49	.15
10. Sinto-me velho(a) e de certo modo cansado(a).	.68	.47	.14
18. Comparando-me com outras pessoas da minha idade vou-me abaixo muitas vezes.	.65	.43	.12

CF = cargas factoriais estandardizadas; R^2 (coeficiente de determinação) = comunalidade (1 - variância do erro estandardizada).

Através da inspecção dos valores apresentados no Quadro 2 para as comunalidades dos itens (R^2), constatamos que os itens 3 e 4 foram os mais precisos para representar a SV (maior quantidade de variância capturada pelo factor) e os itens 5 e 18 foram os menos precisos.

b. Diferenciação entre grupos conhecidos

O ISV também foi avaliado através da comparação entre grupos operacionalizados de acordo com quatro variáveis apontadas na literatura

como tendo influência na SV. Registamos o facto de, nos adultos idosos, as mulheres apresentarem menores níveis de bem-estar subjectivo (incluindo menor SV) do que os homens (Pinquart & Sörensen, 2000; Smith, 2001). Também a transição da terceira idade (65-79 anos) para a quarta idade (80 ou mais anos) tem sido reportada como conducente a um menor bem-estar (Baltes, 2003), sendo que o seu impacto negativo faz-se sentir de forma mais intensa nas mulheres (Smith & Baltes, 1998). Acresce a importância da religião, sendo que a prática activa de uma religião parece favorecer mais a SV do que a assunção da religião sem prática (Cohen & Koenig, 2003; Ferriss, 2002). Por último, quanto às habilitações literárias, espera-se que um maior nível de escolaridade conduza a uma maior SV. As habilitações literárias podem ser tidas como um indicador indirecto do estatuto socio-económico, o qual se relaciona directamente com a SV (Mayer, Mass, & Wagner, 1999; Pinquart & Sörensen, 2000).

Para testar as diferenças entre os grupos referentes às três primeiras variáveis, utilizámos o teste *t*-Student, que teve os resultados que podem ser observados no Quadro 3. Convém lembrar que operacionalizámos a SV através do cálculo de uma nota média ponderada (cf. 3.3., último § e Quadro 2). Note-se que não encontramos problemas distribucionais nesta nota (normalidade dos dados e *outliers*).

Quadro 3. ISV: comparações entre os géneros, níveis etários e religião

		<i>M</i> (<i>DP</i>)	Comparações
Género ^a	Masculino (<i>n</i> = 140)	.36 (.10)	
	Feminino (<i>n</i> = 209)	.31 (.11)	$t_{(321.59)} = 4.30^{***}$
Idade	3ª Idade (<i>n</i> = 216)	.34 (.11)	
	4ª Idade (<i>n</i> = 133)	.31 (.10)	$t_{(347)} = 2.38^*$
Religião	C. praticante (<i>n</i> = 238)	.34 (.11)	
	C. não praticante (<i>n</i> = 90)	.31 (.11)	$t_{(326)} = 1.93$

^a Homogeneidade de variâncias não assumida; C. = católico(a).

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

Como pode observar-se no Quadro 3, existem diferenças estatisticamente significativas no nível da SV entre homens e mulheres e entre gru-

pos etários: os adultos idosos na quarta idade e as mulheres apresentam menor SV. A diferença entre sujeitos católicos praticantes e não praticantes é marginalmente significativa, favorável aos praticantes.

Quanto às habilitações literárias, realizámos uma ANOVA *post-hoc* com correcção de Bonferroni. Verificou-se a existência de diferenças estatisticamente significativas no conjunto dos níveis de escolarização considerados [$F_{(6,342)} = 2.86, p < .01$]: os adultos idosos mais escolarizados apresentam maior SV. Na análise das comparações entre grupos, obtivemos diferenças marginalmente significativas favoráveis aos adultos idosos com licenciatura face aos idosos menos escolarizados (4ª classe, $p = .077$; menos do que a 4ª classe, $p = .064$; analfabetos, $p = .051$).

Por último, dadas as diferenças encontradas para o género e a idade (cf. Quadro 3 e comentário), que podem ser enviesadas pela falta de homogeneidade da amostra quanto a esta característica (maior número de mulheres na quarta idade; $\chi^2_{(1, N = 349)} = 4.42, p < .05$)⁴, heterogeneidade essa relacionável com o efeito de interacção entre ambas no envelhecimento (com prejuízo para as mulheres quanto à SV; Smith & Baltes, 1998), no Quadro 4 apresentamos os resultados das comparações entre os géneros para a terceira e quarta idades.

QUADRO 4. ISV: comparações entre os géneros na 3ª e 4ª idades

		<i>M (DP)</i>	Comparações
3ª Idade	Masculino ($n = 96$)	.36 (.10)	$t_{(214)} = 2.59^*$
	Feminino ($n = 120$)	.32 (.11)	
4ª Idade	Masculino ($n = 44$)	.35 (.09)	$t_{(131)} = 3.20^{**}$
	Feminino ($n = 89$)	.29 (.10)	

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

No Quadro 4 podemos verificar que as diferenças entre os géneros quanto à SV acentuam-se na quarta idade, mais em razão do seu declínio nas mulheres.

⁴ A amostra também não era homogénea quanto ao género e religião (maior número de mulheres católicas; $\chi^2_{(1, N = 328)} = 9.98, p < .01$) e quanto ao género e habilitações literárias (mulheres menos escolarizadas; $U = 12034.50, Z = 3.01, p < .01$).

4. Interpretação dos resultados

4.1. *Dimensões e sua interpretação*

Parece que devido à forma como o instrumento foi construído (Neugarten et al., 1961), sendo uma mescla de prova de ânimo, bem-estar e auto-conceito, um núcleo de itens representa melhor a SV, enquanto que os restantes, por mais que se tente agrupá-los em mais ou menos factores com mais ou menos itens, não se revelam adequados, prejudicando a validade do instrumento (cf. Helmes et al., 1998).

Os sete itens que compõem o ISV pertenciam a três dos factores propostos por Neugarten e colaboradores (1961), estando o factor Tonalidade de Humor representado por inteiro (cinco itens). Os outros dois itens pertenciam aos factores Prazer (item 7) e Auto-Conceito (item 10). Na estrutura factorial proposta por Liang (1984) estes dois itens pertenciam ao factor Prazer (ou ânimo relacionado com a idade). Não seguimos a hipótese do teste de uma nova estrutura bifactorial (Tonalidade do Humor e Prazer) uma vez que apenas dois itens não são suficientes para representar um factor. Também não seguimos a hipótese do teste de uma estrutura unifactorial que contemplasse somente os cinco itens pertencentes à Tonalidade do Humor. Isto porque os itens 7 e 10, que não lhe pertenceriam, representam melhor esse factor do que os itens 5 e 18 (cf. R^2 no Quadro 2) e porque, em termos de validade facial, verifica-se que o conteúdo semântico-lexical dos itens 7 e 10 é consonante com o dos restantes itens do ISV.

Os resultados foram, então, no sentido da conceptualização da SV como unifactorial (Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985). Fazemos notar, entretanto, que o nome do índice (Neugarten et al., 1961) foi estabelecido já depois da operacionalização dos factores, mostrando os autores algum desagrado com o mesmo, embora admitissem não existir outra denominação que reflectisse melhor o conteúdo da prova. Realçamos, ainda, que a maior parte dos itens do factor Tonalidade do Humor, que se destacou neste trabalho, surgem em estruturas factoriais propostas para o *LSI-A* por diversos autores (e.g., Adams, 1969; Liang, 1984), estando mais evidentemente relacionados com a satisfação/insatisfação com a vida. Por seu lado, esse factor é compaginável com uma concepção hedónica do bem-estar subjectivo (Ryan & Deci, 2001), enquanto que os restantes são mais associáveis a uma concepção eudaimónica do bem-estar subjectivo

(Ryan & Deci, 2001), representada por constructos como o de bem-estar psicológico (Ryff & Keyes, 1995) e o de auto-determinação (Ryan & Deci, 2001).

4.2. Normas, critérios ou parâmetros

Ainda que neste estudo não se tenham cumprido os requisitos necessários à elaboração de normas de apreciação dos resultados do ISV, apresentamos no Quadro 5 a distribuição percentílica dos resultados das notas ponderadas obtidas na nossa amostra. Convém recordar que as pontuações atribuídas aos itens negativamente conotados (todos, excepto os itens 4 e 6) foram invertidas.

Quadro 5. Notas ponderadas do ISV: distribuição percentílica na amostra e para ambos os géneros na 3^a e 4^a idades

	Percentis ^a						
	5	10	25	50	75	90	95
Amostra	.171	.191	.240	.317	.431	.477	.506
3 ^a idade Fem.	.171	.190	.214	.317	.417	.477	.513
3 ^a idade Masc.	.201	.248	.289	.354	.460	.477	.514
4 ^a idade Fem.	.171	.171	.206	.264	.381	.461	.477
4 ^a idade Masc.	.180	.249	.269	.364	.425	.477	.492

^a Resultados da média das notas ponderadas dos itens (obtidas pela multiplicação das notas brutas pelas respectivas regressões das cargas factoriais, cf. Quadro 2); Fem. = feminino; Masc. = masculino.

5. Avaliação crítica

5.1. Vantagens e potencialidades

A formulação clara e concisa dos itens do ISV e a escala de resposta utilizada (3-pontos) prestam-se à utilização hetero-administrada da prova, recomendável face às características dos adultos idosos (cf. 3.3., 1º §).

Os estudos aqui apresentados demonstram que o ISV é psicometricamente adequado para ser utilizado em investigação básica (e.g., comparação entre grupos) e em investigação aplicada (diagnóstico individual) junto dos adultos idosos. A brevidade e facilidade de administração do ISV permitem a sua utilização conjunta com outras provas de avaliação de adultos idosos, respeitando as suas limitações funcionais e cognitivas. Tanto na investigação quanto na intervenção, mormente sobre o bem-estar subjectivo, é recomendável a utilização conjunta do ISV com provas que avaliem afectos positivos e negativos (e.g., *PANAS*; Watson et al., 1988), dada a natureza tripartida do constructo (e.g., Arthaud-Day, Rode, Mooney, & Near, 2005; Diener, 2000), sendo constituído não só por uma componente cognitiva (SV) mas, também, por uma componente afectiva (afectos negativos e positivos).

5.2. *Limitações*

Neste estudo de validação do ISV, apesar de termos procurado uma correspondência entre as características da amostra e as características da população, tal não foi cabalmente conseguido, o que deve ser tido em conta na avaliação dos resultados obtidos. Estes resultados devem ser considerados como indicadores preliminares, dado os problemas de representatividade da amostra: procedimento não probabilístico de amostragem; amostra de média dimensão, sendo a maioria dos adultos idosos residentes em meio “predominantemente urbano” (Instituto Nacional de Estatística, s.d.) e mais escolarizados do que o desejável face à distribuição desta variável na população idosa portuguesa (Instituto Nacional de Estatística, 2002).

5.3. *Desenvolvimentos e estudos futuros*

São necessários mais estudos de validação cruzada do ISV (e.g., com idosos residentes em meio rural), os quais, caso se verifique a replicabilidade da estrutura factorial da prova nas diferentes amostras testadas, culminarão com um novo estudo de validação e a produção de normas definitivas numa amostra de grande dimensão ($N > 800$) resultante das anteriores e socio-demograficamente ajustada à população. Caso não se verifique a replicabilidade do ISV, este procedimento será concretizado

com os itens que se revelarem adequados para as diversas amostras. São também necessários estudos que versem a análise da especificidade e sensibilidade do ISV (determinação do ponto de corte para a prova), recorrendo, por exemplo, à comparação entre amostras comunitárias e amostras clínicas. Até à conclusão desses trabalhos, recomendamos que seja administrada a tradução dos vinte itens do *LSI-A*

O conjunto de sete itens que constitui o ISV é diferente dos que têm surgido na literatura sobre o *LSI-A*, nomeadamente na literatura internacional (cf. Helmes et al., 1998). Assim, os resultados obtidos em estudos com amostras diferentes da nossa (e.g., com adultos) e/ou com outras estruturas factoriais (mesmo a unifactorial) têm que ser cautelosamente comparados com aqueles em que se recorra à versão portuguesa do *LSI-A* aqui proposta.

6. Bibliografia fundamental

- ADAMS, I. L. (1969). Analysis of a life satisfaction index. *Journal of Gerontology*, 24, 470-474.
- ARTHAUD-DAY, M. L., RODE, J. C., MOONEY, C. H., & NEAR, J. P. (2005). The subjective well-being construct: A test of its convergent, discriminant, and factorial validity. *Social Indicators Research*, 74, 445-476.
- BAGOZZI, R. P. & YI, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 7-94.
- BALTES, P. B. (2003). Extending longevity: Dignity gain - or dignity drain? *Max Planck Research*, 3, 15-19.
- BEAUDUCEL, A., & WITTMANN, W. W. (2005). Simulation study on fit indexes in CFA based on data with slightly distorted simple structure. *Structural Equation Modeling*, 12, 41-75.
- BENTLER, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- BENTLER, P. M. (2007). On tests and indices for evaluating structural models. *Personality and Individual Differences*, 42, 825-829.
- BENTLER, P. M., & YUAN, K.-H. (1999). Structural equation modeling with small samples. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 181-197.
- BIGOT, A. (1974). The relevance of American life satisfaction indices for research on British subjects before and after retirement. *Age and Aging*, 3, 113-121.
- BROWNE, M. W., & CUDECK, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). London: SAGE.

- COHEN, A. B., & KOENIG, H. G. (2003). Religion, religiosity and spirituality in the biopsychosocial model of health and ageing. *Ageing International*, 28, 215-241.
- CURRAN, P. J., WEST, S. G., & FINCH, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16-29.
- DIENER, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55, 34-43.
- DIENER, E., EMMONS, R. A., LARSEN, R., & GRIFFIN, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 91-95.
- DINIZ, A. M. (2007, Julho). Adaptação de questionários para adultos idosos: Dificuldades e sua ultrapassagem. In A. M. Diniz (Coord.), *Problemas na adaptação de questionários para adultos idosos*. Mesa Redonda conduzida no III Congresso Brasileiro de Avaliação Psicológica e XII Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos, João Pessoa, PB, Brasil.
- FERRISS, A. L. (2002). Religion and the quality of life. *Journal of Happiness Studies*, 3, 199-215.
- FORNELL, C., & LARCKER, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- FORSTER, M. R. (2002). Predictive accuracy as an achievable goal of science. *Philosophy of Science*, 69, 124-134.
- GOUVEIA, J., DINIZ, A. M., & AMADO, N. (2006). Estudo preliminar da adaptação portuguesa para idosos do *Life Satisfaction Index A (LSI A)*. In C. Machado, L. S. Almeida, M. Gonçalves, M. A. Guisande, & V. Ramalho (Orgs.), *Actas da XI Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos* (pp. 837-844). Braga: Psiquilíbrios.
- HELMES, E., GOFFIN, R. D., & CHRISJOHN, R. D. (1998). Confirmatory factor analysis of the Life Satisfaction Index. *Social Indicators Research*, 45, 371-390.
- HOYT, D., & CREECH, J. (1983). The Life Satisfaction Index: A methodological and theoretical critique. *Journal of Gerontology*, 38, 111-116.
- HU, L.-T., & BENTLER, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparametrized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453.
- HU, L.-T., & BENTLER, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA (2002). O envelhecimento em Portugal: Situação demográfica e socio-económica recente das pessoas idosas. *Revista de Estudos Demográficos*, 32, 187-207.

- INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA (s.d.). Indicadores urbanos do Continente: Tipologia das áreas urbanas. Consultado em 17 de Maio de 2006 através de: <http://www.ine.pt/prodserv/quadros/quadro.asp>
- JÖRESKOG, K. G., & SÖRBOM, D. (1981). *LISREL V: Analysis of linear structural relationships by the method of maximum likelihood*. Chicago, IL: National Educational Resources.
- JÖRESKOG, K. G., & SÖRBOM, D. (1993a). *PRELIS2: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- JÖRESKOG, K. G., & SÖRBOM, D. (1993b). *LISREL8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- JÖRESKOG, K. G., & SÖRBOM, D. (1996). *LISREL8: User's reference guide* (2nd ed.). Chicago, IL: Scientific Software International.
- JÖRESKOG, K. G., & SÖRBOM, D. (2002). *LISREL8.53*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- JÖRESKOG, K. G., SÖRBOM, D., DU TOIT, S., & DU TOIT, M. (2001). *LISREL8: New statistical features* (3rd printing with revision). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- KLINE, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- LIANG, J. (1984). Dimensions of the Life Satisfaction Index A: A structural formulation. *Journal of Gerontology*, 39, 613-622.
- MACCALLUM, R. C., ROZNOWSKI, M., & NECOWITZ, L. B. (1992). Model modification in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111, 490-504.
- MAYER, K. U., MAAS, I., & WAGNER, M. (1999). Socioeconomic conditions and social inequalities in old age. In P. B. Baltes, & K. U. Mayer (Eds.), *The Berlin Aging Study: Aging from 70 to 100* (pp. 227-255). New York: Cambridge University Press.
- MOUSTAKI, I., JÖRESKOG, K.G., & MAVRIDIS, D. (2004). Factor models for ordinal variables with covariate effects on the manifest and latent variables: A comparison between LISREL and IRT approaches. *Structural Equation Modeling*, 11, 487-513.
- NEUGARTEN, B. L., HAVIGHURST, R. J., & TOBIN, S. S. (1961). The measurement of life satisfaction. *Journal of Gerontology*, 16, 134-143.
- NUNNALLY, J. C., & BERNSTEIN, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- PINQUART, M., & SÖRENSEN, S. (2000). Influences of socioeconomic status, social network, and competence on subjective well-being in later life: A meta-analysis. *Psychology and Aging*, 15, 187-224.
- RAO, V. N., & RAO, V. V. P. (1981). Life satisfaction in the black elderly: An

- exploratory study. *International Journal of Aging and Human Development*, 14, 55-56.
- RYAN, R. M., & DECI, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, 52, 141-166.
- RYFF, C. D., & KEYES, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 719-727.
- SATORRA, A., & BENTLER, P. M. (1988a). Scaling corrections for chi-square statistics in covariance structure analysis. *American Statistical Association 1988 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section* (pp. 308-313). Alexandria, VA: American Statistical Association.
- SATORRA, A., & BENTLER, P. M. (1988b). *Scaling corrections for statistics in covariance structure analysis* (UCLA Statistics Series 2). Los Angeles, CA: University of California, Department of Psychology.
- SATORRA, A., & BENTLER, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye, & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variable analysis* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: SAGE.
- SHMOTKIN, D. (1991). The structure of the Life Satisfaction Index A in elderly Israeli adults. *Journal of Aging and Human Development*, 33, 131-150.
- SMITH, J. (2001). Well-being and health from age 70 to 100: Findings from the Berlin Aging Study. *European Review*, 9, 461-477.
- SMITH, J. & BALTES, M. (1998). The role of gender in very old-age: Profiles of functioning and everyday life patterns. *Psychology and Aging*, 13, 676-695.
- STEIGER, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173-180.
- TANAKA, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 10-39). London: SAGE.
- TRAN, T. V. (1992). The structure of subjective well-being of elderly Hispanics. *Journal of Social Service Research*, 15, 21-42.
- WATSON, D., CLARK, L. A., & TELLEGEN, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.

7. Material

Folha de administração da prova.

8. Edição e distribuição

LSI-A: integralmente impresso em Neugarten e colaboradores (1961), podendo ser utilizado sem a autorização expressa dos autores/editores (nota 4, p. 137).

ISV: contactar António M. Diniz.

9. Contacto dos autores

António M. Diniz. Departamento de Psicologia. Universidade de Évora. Colégio Pedro da Fonseca. PITE – Parque Industrial e Tecnológico de Évora. Rua da Barba Rala. 7000 Évora. Portugal. *Endereço electrónico*: amdiniz@uevora.pt

