

ARTIGO DE INVESTIGAÇÃO (ORIGINAL) Disponível em: <https://doi.org/10.12707/RIV17045>
 RESEARCH PAPER (ORIGINAL)

Contributos para a tradução e validação da escala *Adapted Illness Intrusiveness Ratings* no contexto português

Contribution to the translation and validation of the Adapted Illness Intrusiveness Ratings Scale for the Portuguese context

Contribuciones para la traducción y validación de la escala *Adapted Illness Intrusiveness Ratings* en el contexto português

Elisabete Lamy da Luz*; Fernanda Santos Bastos**; Margarida Maria Silva Vieira***; Edgar Martins Mesquita****

Resumo

Enquadramento: A adaptação e validação da escala *Adapted Illness Intrusiveness Ratings Scale* é um estudo de tradução e medição das suas propriedades psicométricas, permitindo avaliar a sua validade e confiabilidade. Procedemos à sua adaptação e validação devido ao facto de não ter sido ainda realizado no contexto português.

Objetivos: Tradução e validação da escala.

Metodologia: O instrumento foi aplicado a uma amostra de conveniência de 271 pessoas com doença crónica, com idades compreendidas entre os 18 e os 65 anos residentes em Lisboa. Para avaliar as suas propriedades psicométricas recorreu-se a análise fatorial exploratória. Confirmou-se o modelo proposto pelo autor através da análise fatorial confirmatória.

Resultados: Da análise fatorial com rotação *Varimax* resultaram 3 dimensões (Atividades Instrumentais, Intimidade, Relacionamento e Desenvolvimento Pessoal) explicando 73,24% da variância total. A escala revelou uma consistência interna global de 0,92.

Conclusão: A escala mostrou ser um instrumento fiável, válido e útil para medir a perceção da interferência da doença crónica na vida das pessoas.

Palavras-chave: doença crónica; perfil de impacto da doença; avaliação em enfermagem

Abstract

Background: The Adapted Illness Intrusiveness Ratings Scale was adapted and validated for the Portuguese context. Following the process of translation, its psychometric properties were measured with the purpose of assessing its validity and reliability.

Objectives: Translation and validation of the scale.

Methodology: The instrument was applied to a convenience sample of 271 people with chronic illness, aged 18-65 years, and living in Lisbon. An exploratory factor analysis was performed to assess its psychometric properties. The model proposed by the author was confirmed through confirmatory factor analysis.

Results: The factor analysis with Varimax rotation revealed three dimensions (Instrumental Activities, Intimacy, Relationships and Personal Development), which explained 73.24% of total variance. The scale showed an overall internal consistency of 0.92.

Conclusion: The scale proved to be a reliable, valid, and useful tool to measure the perceived interference of chronic disease in people's lives.

Keywords: chronic disease; sickness impact profile; nursing assessment

*MSc., Doutoranda, Universidade Católica Portuguesa, 1649-026, Lisboa, Portugal [luzelisebete10@gmail.com]. Contribuição no artigo: recolha de dados, pesquisa bibliográfica, tratamento e avaliação estatística, escrita e revisão do artigo. Morada para correspondência: Rua Saraiva de Carvalho nº 34 2º esq., 1250-244, Lisboa, Portugal.

**Ph.D., Professora Adjunta, Escola Superior de Enfermagem do Porto, 4200-072, Porto, Portugal [fernandabastos@esep.pt]. Contribuição no artigo: tratamento e avaliação estatística, análise de dados e discussão dos resultados.

***Ph.D., Professora Associada, Universidade Católica Portuguesa, 4169-005, Porto, Portugal [mmvieira@porto.ucp.pt]. Contribuição no artigo: análise e discussão dos dados.

****MSc., Doutorando, Instituto de Saúde Pública da Universidade do Porto, 4780-130, Santo-Tirso, Portugal [edgarmesquita@hotmail.com]. Contribuição no artigo: análise, tratamento, avaliação estatística e discussão dos dados.

Resumen

Marco contextual: La adaptación y validación de la escala *Adapted Illness Intrusiveness Ratings Scale* es un estudio de traducción y medición de sus propiedades psicométricas, lo que permite evaluar su validez y fiabilidad. Se ha procedido a su adaptación y validación debido a que todavía no se había realizado en el contexto português.

Objetivos: Traducción y validación de la escala.

Metodología: El instrumento se aplicó a una muestra de conveniencia de 271 personas con enfermedad crónica, con edades comprendidas entre los 18 y los 65 años y residentes de Lisboa. Para evaluar sus propiedades psicométricas se recurrió al análisis factorial exploratorio. Se confirmó el modelo propuesto por el autor a través del análisis factorial confirmatorio.

Resultados: Del análisis factorial con rotación Varimax surgieron 3 dimensiones (Actividades Instrumentales, Intimidad, Relación y Desarrollo), lo que explica el 73,24 % de la varianza total. La escala reveló una consistencia interna global de 0,92.

Conclusión: La escala mostró que es un instrumento fiable, válido y útil para medir la percepción de la interferencia de la enfermedad crónica en la vida de las personas.

Palabras clave: enfermedad crónica; perfil de impacto de enfermedad; evaluación en enfermería

Recebido para publicação em: 26.05.17

Aceite para publicação em: 25.09.17

Introdução

A doença crónica tem um impacto importante no autoconceito da pessoa; o mesmo implica transformações que ocorrem no período do diagnóstico da doença, estendendo-se durante o tratamento e no período subsequente. A forma como cada um percebe este impacto interfere com a capacidade para o autocuidado, autogestão do regime terapêutico, autoeficácia e *empowerment*. Quanto mais intrusiva for a doença maior dificuldade em gerir e incorporar o seu regime terapêutico na sua vida. Nesta perspetiva, a avaliação do impacto ou interferência da doença crónica na vida das pessoas torna-se pertinente. Como já referimos, este estudo visa contribuir para a tradução e avaliação das propriedades psicométricas da Escala *Adapted Illness Intrusiveness Ratings* para o contexto português. A sua disponibilidade para a prática clínica permitirá avaliar a perceção da interferência da doença crónica na vida das pessoas e compreender o modo como estas vivenciam esta interferência.

Enquadramento

A escala *Illness Intrusiveness Ratings* foi desenvolvida, pela primeira vez, em 1983 (Devins et al., 1983) e avalia a extensão, ou até que ponto, a doença e o tratamento interferem com a vida das pessoas com doença crónica, sendo um dos determinantes que influencia a sua qualidade de vida e a sua perceção de *empowerment*. A escala foi testada em várias populações com doenças crónicas, tais como: insuficiência renal em estágio avançado, esclerose múltipla, cancro, artrite reumatóide (Novak, Mah, Zs, & Devins, 2005) assim como, em doentes com transtornos psiquiátricos (Carter, Bewell, & Devins, 2008). O autor da escala publicou um estudo mais atualizado da validação da mesma apresentando três dimensões (Devins, 2010): Atividades instrumentais (1, 2, 3, 4, 5, 6); Intimidade (7, 8); Relacionamento e Desenvolvimento Pessoal (9,10,11,12,13).

A mesma apresenta 13 itens de autopreenchimento ou a ser preenchido pelo investigador (Devins, 2010). Cada um dos itens é mensurado numa escala de concordância tipo Likert

de 4 pontos: 1 *discordo fortemente*; 2 *discordo*; 3 *concordo* e 4 *concordo fortemente*, assumindo-se que maior pontuação corresponde a maior perceção da interferência da doença crónica na vida da pessoa. Este estudo tem por finalidade traduzir e validar a escala *Adapted Illness Intrusiveness Ratings* para português. Como objetivo geral queremos traduzir e validar o instrumento para posteriores utilizações no contexto Português.

Questões de Investigação

A escala Classificação Adaptada da Interferência da Doença Crónica (CAIDC) é válida e fiável para o contexto português?

Metodologia

Este é um estudo quantitativo de corte transversal no qual procedemos à tradução, retrotradução da escala e validação. A tradução inicial de inglês-português foi efetuada por um tradutor em inglês, nativo e pela investigadora e orientadora.

Numa 2ª fase, realizou-se a retroversão (português-inglês) da versão portuguesa, por uma pessoa que tinha dupla nacionalidade (portuguesa-americana) e outra com ascendência familiar inglesa mas que nasceu em Portugal, não se conheciam entre si nem o estudo. Posteriormente, a tradução do instrumento foi avaliada por um painel de peritos. Após a conclusão da equivalência linguística e conceptual, a escala na versão portuguesa foi designada como Classificação Adaptada da Interferência da Doença Crónica (CAIDC). Esta versão foi submetida a pré-teste a 20 pessoas com doença crónica, tendo sido aplicada numa amostra de conveniência (Polit, 2004) constituída por 271 participantes com doença crónica. Estes participantes foram selecionados em contexto de um Agrupamento de Centros de Saúde (ACES) da Administração Regional de Saúde de Lisboa e Vale do Tejo (ARSLVT), de julho de 2014 a fevereiro de 2015, aquando da sua deslocação às respetivas unidades funcionais. Os critérios de inclusão na amostra foram: pessoas de ambos os sexos, com idade compreendida entre os 18 e os 65 anos, com as

seguintes doenças crónicas: diabetes, acidente vascular cerebral, hipertensão arterial, asma, doença pulmonar obstrutiva crónica, insuficiência cardíaca, artrite reumatóide ou lúpus. A caracterização sociodemográfica da amostra revelou uma média de idade de 56 anos ($DP = 8,5$), enquanto que dos 271 inquiridos 118 são homens (43,5%) e 153 (56,5%) mulheres. Relativamente ao estado civil, a maioria é casada ou em união de facto 68,6%. Relativamente às habilitações literárias, observamos que 35,4% dos inquiridos têm o 1º ciclo do ensino básico completo ou menos, 32,5 % o 2º e 3º ciclo do mesmo nível de ensino, 21% o ensino secundário completo e 11,1% o ensino superior. A doença crónica diagnosticada com mais frequência foi a hipertensão arterial com 80,1% em associação com outras doenças crónicas ou *per si*.

Estudo de validade e fiabilidade

Para o estudo da validade da CAIDC optou-se pela análise fatorial exploratória através dos componentes principais e rotação ortogonal *Varimax* com avaliação da fiabilidade através da medição da consistência interna. Os estudos de fiabilidade permitem-nos avaliar a estabilidade temporal e a consistência interna ou homogeneidade dos itens. Para calcular a consistência interna recorremos ao coeficiente de *Alpha* de Cronbach que é a técnica mais frequente quando existem várias opções de resposta com diferentes pontuações como na escala de *Likert* (Fortin, 2009; Marôco, 2014b). A consistência interna ou nível de fiabilidade da escala neste estudo revelou um *Alfa* de Cronbach total de 0,920, considerado muito bom (Hill & Hill, 2008; Marôco, 2014b).

Realizámos análise fatorial exploratória e o valor da medida Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) foi de 0,882 e Bartlett Test = 2588,523 para um $p < 0,001$ sendo considerado um bom nível (Marôco, 2014b). Em seguida, realizámos a análise dos componentes principais, com rotação *Varimax* para conhecer as dimensões subjacentes e independentes entre si.

Análise fatorial confirmatória

Optámos pela análise fatorial confirmatória (AFC) com o objetivo de verificar empiricamente a proposta de Devins. A AFC des-

taca-se de outros processos de validação por se tratar de um tipo específico de modelo de equações estruturais cujo objetivo é comprovar a existência de inter-relações existentes entre os indicadores (variáveis observadas) pertencentes a um constructo (variável latente), confirmando que todos estão relacionados.

Para além disso, procura comprovar também que as variáveis latentes podem estar correlacionadas mas não devem sofrer de efeitos de multicolineariedade, isto é, não se devem correlacionar de tal forma que não possam ser consideradas independentes (Brown & Moore, 2012).

Deste modo o instrumento deve ter a capacidade simultânea de medir cada constructo de forma isolada, mas também todos num conjunto coerente e inter-relacionado (Marôco, 2014a; Schmitt, 2011).

A AFC seguiu as etapas propostas por Jackson e Gillaspay (2009) e Marôco (2014a) no modelo composto por três constructos: atividades instrumentais - composto por seis variáveis observadas, CAI-1 a CAI-6; intimidade - composto por duas variáveis observadas, CAI-7 e CAI-8, e relacionamento e desenvolvimento pessoal - composto por cinco variáveis observadas, CAI-9 a CAI-13. Deste modo o modelo foi composto por três variáveis latentes para um total de 13 variáveis observadas. A estimação dos coeficientes associados a cada uma das relações estabelecidas foi realizada de acordo com o método de máxima verosimilhança, que pressupõe normalidade multivariada (Bentler, 2006).

O ajustamento do modelo aos dados é muito importante para que este seja considerado válido para aplicação na população a partir da qual foi recolhida a amostra (Jackson & Gillaspay, 2009). Os valores de ajustamento e respetivos critérios de ajustamento considerados foram: a) Medidas de ajustamento absoluto - medidas que medem o grau de ajustamento aos dados do modelo teórico especificado, comparativamente ao modelo saturado (Marôco, 2014a). O valor do qui-quadrado deve estar dentro do limite de confiança a 95%, e consequentemente o valor de prova deve ser superior a 0,05. Uma vez que na maior parte das vezes a dimensão da amostra é elevada, o valor de prova é, quase sempre, estatisticamente significativo, pelo que é comum divi-

dir-se o valor do qui-quadrado pelo número de graus de liberdade do modelo (χ^2/gl), minorando a importância da dimensão da amostra. O critério para considerar ajustamento é $\chi^2 < 3$ (Marôco, 2014a). A Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio de Aproximação (*Root Mean Square Error Of Approximation - RMSEA*), com critério de ajustamento abaixo de 0,07 (Marôco, 2014a; Schmitt, 2011) e ainda o pclose, que testa num critério mais sensível se o valor de RMSEA é inferior a 0,05, com ajustamento adequado para $p > 0,05$ (Marôco, 2014a; Schmitt, 2011). O Índice de Bondade do Ajustamento (*Goodness of Fit Index - GFI*) com ajustamento adequado a partir de $GFI > 0,90$ (Hu & Bentler, 1995; Marôco, 2014a); b) Medidas de ajustamento incremental – medidas que comparam o modelo proposto ao modelo nulo (Brown & Moore, 2012) e que assume a inexistência

de relações entre as variáveis (Brown & Moore, 2012). O índice utilizado foi o de Tucker-Lewis (*Tucker Lewis Index - TLI*), ou índice de ajustamento não ponderado (*Bentler-Bonnett non – normed fit index - NNFI*), cujo critério é $TLI/ NNFI > 0,90$ (Brown & Moore, 2012; Marôco, 2014a; Schmitt, 2011); c) Medidas de ajustamento parcimonioso - que comparam o ajustamento aos parâmetros necessários para obter um nível de ajustamento específico (Brown & Moore, 2012). Neste particular usamos o Índice de Ajustamento Comparativo (*Comparative Fit Index - CFI*), cujo critério é $CFI > 0,90$ (Marôco, 2014a) e o Critério de Informação de Akaike (*Akaike Information Criterion - AIC*), que indica ajustamento perfeito, quando o valor é nulo (Albright & Park, 2009; Mesquita, 2013). A Tabela 1 sumaria os critérios de ajustamento utilizados neste estudo.

Tabela 1
Critérios de Ajustamento utilizados na AFC

| Tipo de medida de ajustamento | Medida de ajustamento | Critério | Fonte |
|-------------------------------------|-----------------------|----------|---|
| Medidas de ajustamento absoluto | χ^2/gl | < 3 | Marôco, 2014a |
| | RMSEA | < 0,70 | Marôco, 2014a; Schmitt, 2011 |
| | GFI | > 0,90 | Hu e Bentler, 1995; Marôco, 2014a |
| Medidas de ajustamento incremental | TLI/ NNFI | > 0,90 | Brown e Moore, 2012; Marôco, 2014a; Schmitt, 2011 |
| Medidas de ajustamento parcimonioso | CFI | > 0,90 | Marôco, 2014a |
| | AIC | - | |

As correlações foram atribuídas aos itens correspondentes, de forma a melhorar a qualidade do ajustamento do modelo (Marôco, 2014a). Todos os itens utilizados no modelo foram avaliados relativamente aos valores de assimetria e curtose, coeficiente de Mardia. De seguida foi avaliada a fiabilidade composta (FC), a variância média extraída (VME), variância máxima partilhada (VMP) e variância média partilhada (Vmp).

Considerando a possibilidade de redundância do item 12, devido a correlações elevadas com os itens 9 e 13 foi proposta outra solução com a remoção deste item e realizou-se análise confirmatória do modelo com menos o item 12.

Procedimentos ético-legais

A Comissão de Ética da ARSLVT, IP emitiu um parecer favorável ao pedido para a realização do estudo. A abordagem das pessoas com doença crónica nas unidades funcionais do ACES foi realizada começando por assegurar a obtenção do seu consentimento após esclarecimento quanto aos objetivos do estudo e reforçado o caráter voluntário da participação e a garantia do anonimato dos dados. A aplicação dos questionários só ocorreu nas pessoas que aceitaram participar de livre e espontânea vontade, tendo presente que poderiam desistir a qualquer momento, sem qualquer tipo de prejuízo ou dano.

Antes de iniciar o preenchimento do questio-

nário, foram efetuados alguns esclarecimentos adicionais. O preenchimento do questionário foi realizado quando a pessoa se deslocava à unidade funcional, demorando em média 25 minutos. Todos os questionários foram preenchidos pelo investigador.

Resultados

Os resultados da análise fatorial exploratória revelaram que os itens se organizaram em três fatores com uma variância explicada total de 73,24%, tal como apresentamos na Tabela 2. O primeiro fator está relacionado com as atividades de vida do dia-a-dia, sendo composto pelos itens 1,2,3,4,5,6 apresentando esta dimensão um *alpha* de Chronbach de 0,907. O segundo fator reflete o impacto da doença crónica nas atividades de relação e intimidade

das pessoas, engloba os itens 7,8,9,10, apresentando um *alpha* de Cronbach's de 0,882.

O terceiro fator corresponde ao impacto da doença crónica no potencial de desenvolvimento do ser humano sendo caracterizada pelos itens 11,12,13 e apresenta um *alpha* de Cronbach's de 0,787.

As cargas fatoriais ou comunalidades são todas superiores a 0,50, o que leva à manutenção de todos os itens. A estrutura fatorial resultante é muito semelhante ao modelo proposto por Devins (2010).

Contudo, uma das dimensões do modelo do autor (Devins, 2010) era composta pelos mesmos itens (atividades instrumentais, I1,I2,I3,I4,I5,I6), nas outras duas dimensões (Intimidade, Relacionamento e Desenvolvimento Pessoal), houve uma migração de dois itens (I9,I10) da dimensão Relacionamento e Desenvolvimento Pessoal para a dimensão Intimidade.

Tabela 2

Matriz de Componentes principais após rotação Varimax dos 13 itens da CAIDC

| | F1 | F2 | F3 | <i>h</i> . ² |
|--|-------|-------|-------|-------------------------|
| 1. A sua perceção de sentir-se saudável | 0,828 | | | 0,75 |
| 2. As coisas que come e bebe | 0,793 | | | 0,65 |
| 3. A sua rotina diária, incluindo o seu emprego, tarefas domésticas, recados e outras tarefas do dia-a-dia | 0,832 | | | 0,82 |
| 4. As suas atividades recreativas e de lazer, por exemplo desporto, jardinagem. | 0,737 | | | 0,75 |
| 5. As suas atividades ligeiras como ver televisão, ouvir música e costurar | 0,686 | | | 0,66 |
| 6. A sua situação financeira | 0,677 | | | 0,59 |
| 7. A relação com o seu esposo/a ou companheiro/a | | 0,854 | | 0,82 |
| 8. A sua vida sexual | | 0,835 | | 0,79 |
| 9. As suas relações e atividades sociais com a sua família | | 0,583 | | 0,75 |
| 10. Atividades sociais com os amigos, vizinhos ou grupos | | 0,617 | | 0,79 |
| 11. As suas atividades religiosas e espirituais | | | 0,740 | 0,69 |
| 12. O seu envolvimento em atividades comunitárias ou cívicas | | | 0,839 | 0,74 |
| 13. Aprendizagem e expressão artística e /ou plástica | | | 0,822 | 0,68 |
| Variância por fator | 30,64 | 21,37 | 21,23 | |

Relativamente à AFC, neste modelo foram observadas propriedades de ajustamento adequadas (Tabela 3). Os valores de $\chi^2/df= 2,71$, (< 3), GFI = 0,91 (> 0,90), TLI = 0,95 (> 0,90) e CFI = 0,96 (> 0,90) cumpriram os critérios es-

tabelecidos. O valor de AIC (224,65) foi muito inferior ao do modelo independente (2665,02), o que advoga em função do ajustamento do modelo criado.

Tabela 3

Índices de qualidade de ajuste baseados no CFA do CAIDC

| Medidas de ajustamento | Valor do ajustamento no modelo | Critério de ajustamento |
|------------------------------|--------------------------------|------------------------------|
| χ^2/gf | 2,71 | < 3 |
| RMSEA (IC 90%) <i>pclose</i> | 0,08 (0,65 – 0,09) $p < 0,001$ | < 0,70; <i>pclose</i> > 0,05 |
| GFI | 0,91 | > 0,90 |
| TLI | 0,95 | > 0,90 |
| CFI | 0,96 | > 0,90 |
| AIC | 224,65 < 2665,02 | |

Por fim são apresentados os coeficientes não padronizados onde se mede a expressão de cada item no seu respetivo constructo (Tabela 4). Em primeiro lugar, salienta-se que todos os coeficientes foram estatisticamente significativos ($p < 0,001$). No constructo relativo às atividades instrumentais destaca-se a contri-

buição dos itens CAI 3 ($\beta = 1,48$) e CAI 4 ($\beta = 1,43$). No que se refere ao constructo da intimidade o valor mais elevado foi adstrito ao item CAI 8 ($\beta = 1,16$). Por fim, no constructo de relacionamentos e desenvolvimento pessoal destacam-se os itens CAI 14 ($\beta = 1,27$) e CAI 9 ($\beta = 1,21$).

Tabela 4

Estimativas dos coeficientes não padronizados do Modelo Confirmatório

| | Estimativa (β) | SE | Z | Valor p |
|--|------------------------|------|-------|-------------|
| CAI 1 ← Atividades instrumentais | 1,27 | 0,08 | 16,05 | $p < 0,001$ |
| CAI 2 ← Atividades instrumentais | 1,08 | 0,09 | 12,04 | $p < 0,001$ |
| CAI 3 ← Atividades instrumentais | 1,48 | 0,08 | 18,84 | $p < 0,001$ |
| CAI 4 ← Atividades instrumentais | 1,43 | 0,08 | 17,72 | $p < 0,001$ |
| CAI 5 ← Atividades instrumentais | 1,04 | 0,07 | 14,40 | $p < 0,001$ |
| CAI 6 ← Atividades instrumentais | 1,19 | 0,09 | 13,32 | |
| CAI 7 ← Intimidade | 1,14 | 0,06 | 17,76 | $p < 0,001$ |
| CAI 8 ← Intimidade | 1,16 | 0,07 | 17,14 | $p < 0,001$ |
| CAI 9 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 1,21 | 0,06 | 20,84 | $p < 0,001$ |
| CAI 10 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 1,18 | 0,06 | 20,77 | $p < 0,001$ |
| CAI 11 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 0,65 | 0,05 | 12,95 | $p < 0,001$ |
| CAI 12 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 0,46 | 0,05 | 10,36 | $p < 0,001$ |
| CAI 13 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 0,27 | 0,04 | 6,65 | $p < 0,001$ |

Nota: SE = Standard Error (Erro Padrão).

A Figura 1, onde se encontra o modelo de medida da AFC relativa à escala da interferência da doença crónica, mostra que as cargas fatoriais variaram entre 0,40 e 0,95.

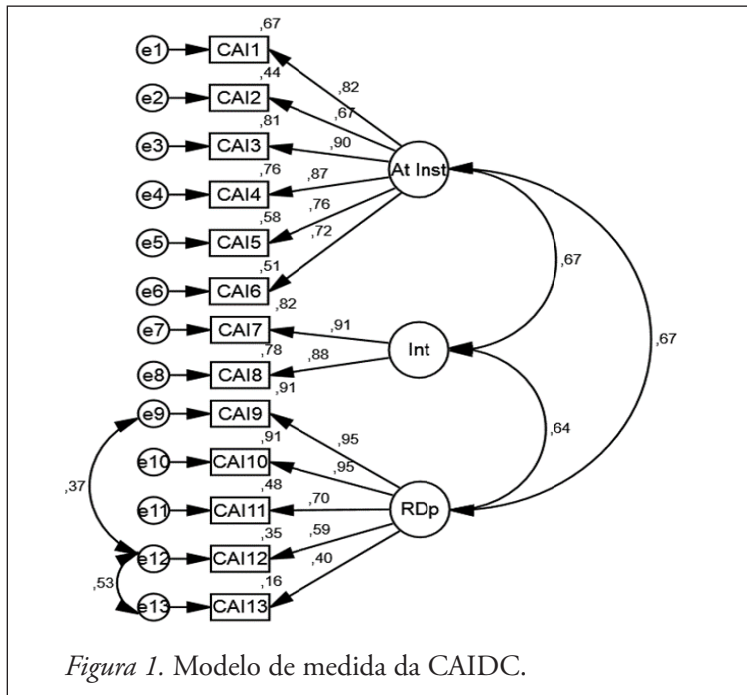
Para além disso salienta-se ainda que a correlação entre os constructos foi elevada [0,64 – 0,67].

Atendendo às sugestões dos índices de mo-

dificação, assim como ao referencial teórico que as suporta, foram estabelecidas correlações entre os erros e12-e13 e e9-e12. Estas correlações foram atribuídas aos itens correspondentes, de forma a melhorar a qualidade do ajustamento do modelo (Marôco, 2014a). Todos os itens utilizados no modelo possuem valores de assimetria e curtose dentro do intervalo [-2; 2], o que não foi considerado problemático. Ainda assim, o valor do

coeficiente de Mardia para este modelo obteve um nível de significância inferior 0,05 ($Z > 1,96$), o que sugere não-normalidade.

Todas as estimativas associadas à relação variáveis observadas com as variáveis latentes obtiveram valores estatisticamente significativos ($p < 0,001$), rejeitando-se $H_0: \beta_i = 0$ para todas; este resultado sugere que todos os itens contribuem de forma importante para cada respectiva variável latente.



De seguida foi avaliada a FC, a VME, VMP e VmP. A FC dos constructos avaliados foi superior a 0,70 e a VME foi superior a 0,50, resultados que sugerem que fiabilidade dos constructos, quer presença de validade convergente.

Quanto à validade discriminante o critério prendeu-se com a observação de que MSV e ASV estavam abaixo do AVE, confirmado para todos os constructos (Tabela 5).

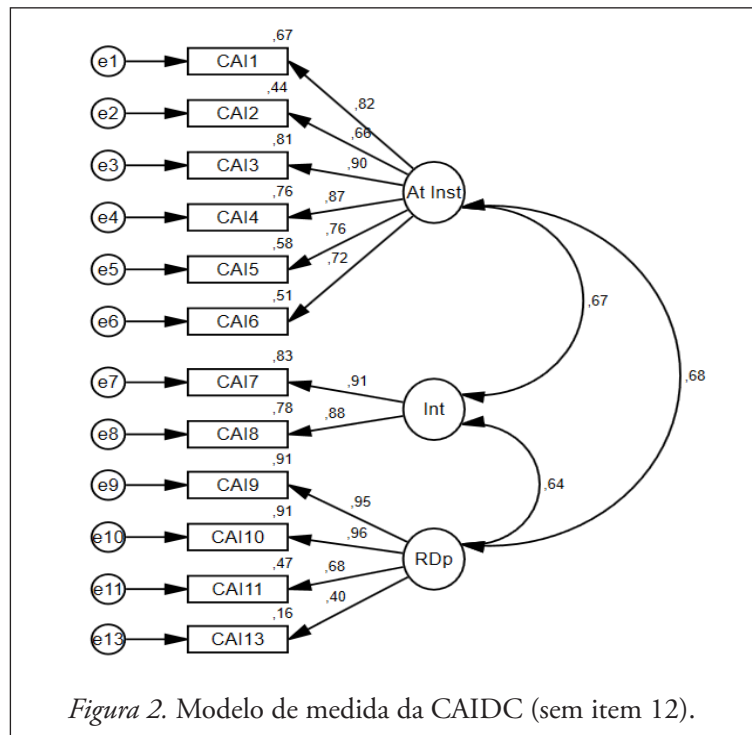
Tabela 5
FC, VME, VMP e VmP para o modelo confirmatório

| | FC | VME | VMP | VmP |
|-----|------|------|------|------|
| Int | 0,89 | 0,80 | 0,45 | 0,43 |
| ATI | 0,91 | 0,62 | 0,45 | 0,45 |
| RDp | 0,85 | 0,56 | 0,45 | 0,43 |

Nota. Int = Intimidade; ATI = Atividades Instrumentais; RDp = Relacionamentos e Desenvolvimento Pessoal.

Considerando a possibilidade de redundância do item 12, devido a correlações elevadas com os itens 9 e 13 foi proposta outra solução com a

remoção deste item. Também aqui todos os coeficientes padronizados obtiveram valores $\geq 0,40$ (Figura 2).



Quanto à qualidade do ajustamento, em comparação com o modelo anterior registou-se uma ligeira subida do valor de que passou de 2,71 para 2,85, ainda assim dentro do critério < 3 e uma melhoria do índice

GFI que passou de 0,91 para 0,92. Salienta-se ainda a diminuição do AIC do modelo final e saturado, à custa da remoção do item CAI12, tornando o modelo mais parcimonioso (Tabela 6).

Tabela 6

Índices de qualidade de ajuste baseados no CFA do CAIDC

| Medidas de ajustamento | Valor do ajustamento no modelo | Critério de ajustamento |
|----------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| χ^2/gl | 2,85 | < 3 |
| RMSEA (IC 90%) <i>p</i> close | 0,08 (0,07 – 0,09) $p < 0,001$ | $< 0,070$; p close $> 0,05$ |
| GFI | 0,92 | $> 0,90$ |
| TLI | 0,95 | $> 0,90$ |
| CFI | 0,96 | $> 0,90$ |
| AIC | 199,38 $< 2433,26$ | |

À semelhança do modelo com 13 itens, todos os 12 itens utilizados neste modelo possuem valores de assimetria e curtose dentro do intervalo $[-2; 2]$, o que não foi considerado problemático. Mais uma vez, o valor do coeficiente de Mardia para este modelo obteve um nível de significância inferior 0,05 ($Z > 1,96$), o que sugere não-normalidade.

Também aqui, todas as estimativas associadas à relação das variáveis observadas com as variáveis latentes obtiveram valores estatisticamente significativos ($p < 0,001$), rejeitando-se $H_0: \beta_i = 0$ para todas; este resultado sugere que todos os itens contribuem de forma importante para cada respetiva dimensão (Tabela 7).

Tabela 7

Estimativas dos coeficientes não padronizados do Modelo Confirmatório

| | Estimativa (β) | SE | Z | Valor p |
|--|---------------------------|------|-------|-------------|
| CAI 1 ← Atividades instrumentais | 1,27 | 0,08 | 16,03 | $p < 0,001$ |
| CAI 2 ← Atividades instrumentais | 1,08 | 0,09 | 12,01 | $p < 0,001$ |
| CAI 3 ← Atividades instrumentais | 1,48 | 0,08 | 18,84 | $p < 0,001$ |
| CAI 4 ← Atividades instrumentais | 1,43 | 0,08 | 17,73 | $p < 0,001$ |
| CAI 5 ← Atividades instrumentais | 1,04 | 0,07 | 14,36 | $p < 0,001$ |
| CAI 6 ← Atividades instrumentais | 1,19 | 0,09 | 13,30 | $p < 0,001$ |
| CAI 7 ← Intimidade | 1,14 | 0,06 | 17,81 | $p < 0,001$ |
| CAI 8 ← Intimidade | 1,16 | 0,07 | 17,10 | $p < 0,001$ |
| CAI 9 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 1,20 | 0,06 | 20,75 | $p < 0,001$ |
| CAI 10 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 1,18 | 0,06 | 20,88 | $p < 0,001$ |
| CAI 11 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 0,63 | 0,05 | 12,61 | $p < 0,001$ |
| CAI 13 ← Relacionamentos e desenvolvimento pessoal | 0,27 | 0,04 | 6,63 | $p < 0,001$ |

Nota: SE = Standard error (Erro Padrão).

Todos os 12 itens utilizados no modelo possuem valores de assimetria e curtose dentro do intervalo $[-2; 2]$, o que não foi considerado problemático. Ainda assim, o valor do coeficiente de Mardia para este modelo obteve um nível de significância inferior 0,05 ($Z > 1,96$), o que sugere não-normalidade.

Tal como no modelo anterior foi avaliada a FC, a VME, VMP e VmP. A fiabilidade dos cons-

tructos avaliados foi superior a 0,70 e a variância média extraída foi superior a 0,50, resultados que sugerem quer fiabilidade dos constructos, validade presença e validade convergente.

Quanto à validade discriminante, com uso do mesmo critério que no modelo anterior, a observação de que MSV e ASV estavam abaixo do AVE foi confirmada para todos os constructos (Tabela 8).

Tabela 8

FC, VME, VMP e VmP para o modelo confirmatório (sem item 12)

| | FC | VME | VMP | VmP |
|-----|------|------|------|------|
| Int | 0,89 | 0,80 | 0,45 | 0,43 |
| ATI | 0,91 | 0,63 | 0,46 | 0,46 |
| RDp | 0,85 | 0,61 | 0,46 | 0,43 |

Nota. Int = Intimidade; ATI = Atividades Instrumentais; RDp = Relacionamentos e Desenvolvimento Pessoal.

Discussão

No presente estudo, foi traduzida e validada a CAIDC numa amostra de pessoas com doença crónica adstritas a um ACES da cidade de

Lisboa. Verificou-se que da análise exploratória resultou a distribuição dos 13 itens por três dimensões com diferenças na distribuição dos mesmos pelos três factores. Verificamos neste estudo, um *Alpha* de Cronbach total de

0,920. O valor da medida KMO foi de 0,882 e Bartlett Test = 2588,523 para um $p < 0,001$. A tradução e aplicação da escala, a nível internacional revelou também este resultado (Novak et al., 2005). Esta escala foi traduzida para a língua inglesa, francesa, húngara, coreana, alemã e espanhola. A tradução e validação da escala bem como a avaliação das suas propriedades psicométricas nos vários países demonstrou uma equivalência cultural adequada e propriedades psicométricas robustas. A análise factorial confirmatória revelou um erro entre o 12 e os itens 9 e 13, pelo que optámos eliminar o item 12, resultando um modelo mais ajustado. O único resultado fora dos critérios estabelecidos foi o RMSEA = 0,08. Não obstante é de considerar que outros estudos encontraram também valores de RMSEA acima do esperado (Molzon, Ramsey, & Suorsa, 2013).

Conclusão

A aplicação da CAIDC a uma amostra portuguesa teve como resultado muito boa consistência interna com características psicométricas robustas, tal como mostram os resultados supracitados na análise das componentes principais com bom teste de unidimensionalidade e fiabilidade. Verificámos que a estrutura factorial obtida é semelhante à validação de Devins (2010), pelo que considerámos pertinente testar o modelo através da análise confirmatória, sendo que, de uma forma geral, a escala de Interferência da Doença Crónica apresenta bons índices de ajustamento no IBM® SPSS® Amos structural equation modeling software.

A CAIDC mostrou ser um instrumento fiável, válido e útil para medir a perceção da interferência da doença crónica na vida das pessoas, sugerindo-se a sua validação a nível nacional.

Referências bibliográficas

Albright, J. J., & H. M. Park. (2009). Confirmatory factor analysis using amos, LISREL, Mplus, and SAS/STAT CALIS. In *The University Information Technology Services (UITS) Center for Statistical and*

Mathematical Computing, EUA: Indiana, 2008 (1-75). Indiana University.

- Bentler, P. M. (2006). *EQS 6 Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Brown, T. A., & Moore, M. T. (2012). Confirmatory factor analysis. In R. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modelling* (pp. 361-379). New York, NY: The Guilford Press.
- Carter, J., Bewell, C., & Devins, G. (2008). Illness intrusiveness in anorexia nervosa. *Journal of Psychosomatic Research*, 64(5), 519-526. doi:10.1016/j.jpsychores.2008.01.001
- Devins, G. M., Binik, Y. M., Hutchinson, T. A., Hollomby, D. J., Barré, P. E., & Guttmann, R. D. (1983). The emotional impact of end stage renal disease: Importance of patient's perceptions of intrusiveness and control. *International Journal of Psychiatry in Medicine*, 13(4),327-343. doi:10.2190/5DCP-25BV-U1G9-9G7C
- Devins, G. (2010). Using the illness intrusiveness ratings scale to understand health related quality of life in chronic disease. *Journal of Psychosomatique Research*, 68 (6), 591-602.
- Fortin, M. (2009). *Fundamentos e etapas do processo de investigação*. Loures, Portugal: Lusodidacta.
- Hill, M. M., & Hill, A. (2008). *Investigação por questionário*. Lisboa, Portugal: Sílabo.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Jackson, D. L., & Gillaspay, J. A. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14(1), 6-23. doi:10.1037/a0014694
- Marôco, J. (2014a). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações*. Lisboa, Portugal: Sílabo.
- Marôco, J. (2014b). *Análise estatística com o SPSS Statistics*. Loures, Portugal: ReportNumber.
- Mesquita, E. (2013). *Estudos bioestatísticos em leucemias mielóides agudas e linfomas* (Dissertação de mestrado). Universidade do Minho, Escola de Ciências, Portugal.
- Molzon, E., Ramsey, R., & Suorsa, K. (2013). Using Factor structure of the illness intrusiveness ratings scale in young adults with allergies and asthma. *Journal of Asthma and Allergy Educators*, 4(2). doi:10.1177/2150129713478441
- Novak, M., Mah, K., Zs, M., & Devins, G. (2005). Factor structure and reliability of the Hungarian version of the illness intrusiveness scale: Invariance

- across North American and Hungarian dialysis patients. *Journal of Psychosomatic Research*, 58(1), 103-110. doi:10.1016/j.jpsychores.2004.05.008
- Polit, D, H. (2004). Fundamentos de pesquisa em enfermagem: métodos, avaliação utilização. Porto Alegre, Brasil: Artmed.
- Schmitt, T. A. (2011). Current methodological considerations in exploratory and confirmatory factor analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304-321. doi:10.1177/0734282911406653

