

## Escala de Confiança no Autocuidado do SCHFI 6.2 - Versão Brasileira: análise psicométrica pelo modelo de Rasch\*

Diná de Almeida Lopes Monteiro da Cruz<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-1373-409X>

Ana Maria Miranda Martins Wilson<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-3608-8158>

Michele Nakahara Melo<sup>2</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-3730-6981>

Ana Paula da Conceição<sup>3</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-1598-807X>

Leidy Johanna Rueda Díaz<sup>4</sup>

 <https://orcid.org/0000-0001-5549-5926>

Objetivo: avaliar as propriedades psicométricas da Escala de Confiança no Autocuidado na insuficiência cardíaca da versão brasileira do *Self-Care Heart Failure Index*, versão 6.2, usando os critérios do modelo Rasch. Método: estudo secundário, de análise psicométrica, pelo modelo de Rasch, dos seis itens da escala. A amostra foi constituída por 409 pacientes com insuficiência cardíaca em tratamento ambulatorial [idade média de 57,9 (desvio-padrão=11,6) anos, 54,8% do sexo masculino]. Resultados: do total de seis itens, um ("De maneira geral, você está confiante sobre estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?") apresentou desajuste ao modelo (*Infit*=1,84 e *Outfit*=1,99). Após a exclusão desse item, os demais apresentaram bom ajuste, compuseram uma dimensão e explicaram 55% da variância nos dados; as categorias de resposta aos itens foram adequadas, os valores de separação e confiabilidade das pessoas foram 2,13 e 0,82, respectivamente, e o alfa de Cronbach foi 0,87. Foram identificados os itens de extremos de dificuldade e que não há funcionamento diferencial dos itens em relação a sexo. Conclusão: com a exclusão do primeiro item, a Escala de Confiança no Autocuidado apresentou boas propriedades psicométricas, recomendando-se cautela na interpretação dos resultados da escala com seis itens.

Descritores: Estudos de Validação; Inquéritos e Questionários; Autocuidado; Educação de Pacientes como Assunto; Insuficiência Cardíaca; Enfermagem.

\* Apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), Brasil.

<sup>1</sup> Universidade de São Paulo, Escola de Enfermagem, São Paulo, SP, Brasil.

<sup>2</sup> Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Enfermagem, Belo Horizonte, MG, Brasil.

<sup>3</sup> Instituto Dante Pazzanese de Cardiologia, São Paulo, SP, Brasil.

<sup>4</sup> Universidad Industrial de Santander, Bucaramanga, Colômbia.

### Como citar este artigo

Cruz DALM, Wilson AMMM, Melo MN, Conceição AP, Díaz LJR. SCHFI 6.2 Self-Care Confidence Scale - Brazilian version: psychometric analysis using the Rasch model. Rev. Latino-Am. Enfermagem. 2020;28:e3313. [Access    ]; Available in:  . DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1518-8345.3378.3313>.

mês dia ano

URL

## Introdução

A Insuficiência Cardíaca (IC) é considerada a síndrome cardiológica com os maiores índices de morbimortalidade e a principal causa de internações hospitalares, com taxas mundiais de prevalência de 1% a 7%<sup>(1-2)</sup>. O autocuidado adequado na IC tem efeitos positivos sobre os desfechos clínicos dos pacientes<sup>(3-5)</sup> e a confiança que a pessoa tem de que consegue fazer o autocuidado é fundamental para o autocuidado adequado<sup>(6-9)</sup>.

A Escala de Confiança no Autocuidado na IC é uma das escalas do *Self-Care Heart Failure Index – Versão 6.2* (SCHFI 6.2)<sup>(10-11)</sup>, que foi adaptado para uso no Brasil<sup>(12)</sup> e, como seu nome sugere, ela avalia a confiança que a pessoa tem de que consegue fazer a manutenção e o monitoramento do autocuidado necessários para o controle da IC. A Escala de Confiança no Autocuidado inicia com o enunciado “De maneira geral, você está confiante sobre...” e cada um dos seus seis itens apresenta um tópico específico: “... 1) estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?”; “...2) seguir o tratamento recomendado?”; “...3) avaliar a importância de seus sintomas?”; “... 4) reconhecer alterações na saúde, caso elas ocorram?”; “...5) fazer algo que possa aliviar seus sintomas?”; “...6) avaliar se um medicamento funciona?”<sup>(12)</sup>. As respostas a cada item variam em escores de um a quatro de “não confiante”, “um pouco confiante”, “muito confiante” a “extremamente confiante” na versão brasileira<sup>(12)</sup>. Os escores obtidos em cada um dos seis itens são somados para produzir um escore total que reflete a autoconfiança da pessoa para cuidar de si.

No estudo de adaptação e validação do SCHFI 6.2 para o Brasil, as autoras usaram análises tradicionais da psicometria. No entanto, abordagens mais recentes, como as análises de Rasch, permitem testar hipóteses sobre as escalas que não podem ser testadas pelas análises tradicionais da psicometria. Por exemplo, o modelo de Rasch é útil para testar hipóteses específicas sobre a dimensionalidade dos itens dentro de uma escala<sup>(13)</sup>.

Nas análises tradicionais da psicometria, assume-se como verdadeiro que todos os itens do conjunto de itens que compõem uma determinada escala medem a mesma dimensão do fenômeno em questão. Verificar essa assunção é importante porque, só nos casos em que todos os itens medem a mesma dimensão, a interpretação da soma dos escores dos itens da escala pode ser considerada válida<sup>(13)</sup>. Isto é, se, na Escala de Confiança no Autocuidado, um dos itens não medir a mesma dimensão que os demais, as interpretações feitas sobre os escores obtidos com a escala não são válidas.

A experiência das autoras deste artigo com o uso do SCHFI 6.2 tem mostrado que os pacientes, em geral,

têm dificuldades em responder à Escala de Confiança no Autocuidado por, frequentemente, manifestarem dúvidas sobre como responder aos seus itens. Essa experiência motivou a realização deste estudo, que teve a finalidade de produzir novas evidências sobre as propriedades psicométricas da referida escala.

Objetivou-se, por este estudo, considerando que o modelo de Rasch facilita a identificação de fragilidades em instrumentos de medida que não podem ser detectadas pelas análises tradicionais da psicometria<sup>(14)</sup>, avaliar as propriedades psicométricas da Escala de Confiança no Autocuidado na IC da versão Brasileira do SCHFI 6.2, usando os critérios do modelo Rasch. As hipóteses testadas foram que: 1) todos os itens da escala refletem a mesma dimensão; 2) todos os itens ajustam-se ao modelo de Rasch; 3) a escala permite boa discriminação de graus de confiança no autocuidado; 4) os itens da escala não sofrem variação de medição entre os sexos.

## Método

Trata-se de um estudo metodológico, de análise psicométrica<sup>(15)</sup>, dos dados de 409 pacientes com IC em acompanhamento ambulatorial que responderam à versão brasileira do SCHFI 6.2 em um outro estudo<sup>(16)</sup>. A amostra do estudo primário foi de conveniência e foram adotados os critérios de inclusão: diagnóstico médico confirmado de IC, com classe funcional I, II ou III e condições clínicas que permitissem participar de entrevistas. Os critérios de exclusão foram a presença de doenças psiquiátricas, oncológicas, infecciosas, com repercussão no estado geral, ou de doenças endócrino-metabólicas sem tratamento (por exemplo, Diabetes Mellitus ou doenças tireoidianas); pós-operatório recente (até 60 dias de pós-operatório) de qualquer intervenção cirúrgica<sup>(16)</sup>.

O estudo primário obteve parecer favorável do Comitê de Ética em Pesquisa (Protocolo nº 145.630 – 2012) e todos os participantes assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE). Outros procedimentos metodológicos estão detalhados no artigo que relata o estudo primário<sup>(16)</sup>.

Do estudo primário, foram extraídos os dados demográficos e as respostas à Escala de Confiança no Autocuidado do SCHFI, versão 6.2, adaptado e traduzido para o Brasil<sup>(17)</sup>. Não houve dados faltantes nas respostas a essa escala.

A análise de Rasch foi aplicada usando o *software* Winstep 3.91.0. e foi escolhido o modelo de Andrich, considerando o pressuposto de que todos os itens têm a mesma estrutura na escala de avaliação. A seguir, a ordem das análises:

- 1) Examinou-se a polaridade dos itens da escala para verificar se havia itens invertidos. Se houvesse itens invertidos, seria necessário ajustar seus escores antes das outras análises;
- 2) Realizou-se uma análise da funcionalidade das categorias de resposta, determinando-se o cumprimento dos seguintes critérios estatísticos para a otimização das categorias propostos por Linacre<sup>(18-20)</sup>:
  - Um mínimo de dez observações dentro de cada categoria da escala. Baixas contagens dentro de uma categoria podem levar a estimativas imprecisas ou instabilidade nas calibrações dos passos;
  - A média da medida deve aumentar conforme aumentam as categorias de resposta;
  - Os valores do *Outfit Mean Square* devem estar entre 0,5 e 2. Valores superiores a dois revelam um alto desajuste, assim como valores inferiores a 0,5 indicam possibilidade de existirem padrões aproximados aos modelos deterministas de resposta;
- 3) Avaliou-se a unidimensionalidade da escala pela análise de componentes principais dos resíduos do modelo. O princípio da unidimensionalidade no Modelo de Rasch indica que a variável se refere a apenas um atributo<sup>(21-22)</sup>. Adotou-se o critério de considerar como unidimensional a escala quando o autovalor (*eigenvalue*) do primeiro contraste fosse  $\leq 2,0$ . Também foi avaliada a matriz de correlações entre os resíduos dos itens para identificar dependência local. O princípio da independência local determina que a probabilidade de acerto ou erro em um determinado item não deve ser condicionada ao sucesso ou falha em outro item. Logo, os itens devem ser independentes uns dos outros e as probabilidades de erro ou acerto não devem possuir relação entre os itens<sup>(23)</sup>. Correlações acima de 0,30 podem indicar dependência local e possíveis violações da unidimensionalidade;
- 4) Investigou-se o ajuste dos itens ao modelo usando o quadrado médio (*MnSq*) do *Infit* e do *Outfit* dos itens. Para este estudo, os valores de corte utilizados foram de 0,7 (mínimo) e 1,3 (máximo), como sugerido por Wright<sup>(24-26)</sup>. O ajuste no modelo de Rasch (*fit statistics*) indica se os dados desviam-se ou não do modelo<sup>(23)</sup>; dispõe a comparação entre o esperado no modelo e o que foi obtido com a amostra<sup>(18,23)</sup>. Para isso, são analisados os resultados de *Infit* e o *Outfit* com os resultados apresentados na forma de *MnSq*. Valor de *MnSq* muito alto pode indicar escores erráticos no item. Valor de *MnSq*  $< 0,7$  indica pouca variabilidade de escores no item ou padrão de resposta muito previsível<sup>(11,14)</sup>;
- 5) Avaliaram-se a confiabilidade da escala mediante a confiabilidade de pessoas, o alfa de Cronbach e o índice de separação de pessoa e de item. A confiabilidade de pessoas é conceitualmente equivalente ao alfa de Cronbach e considera-se adequado um valor acima de 0,80. No caso do alfa de Cronbach, é adequado um valor acima de 0,70. O índice de separação de pessoas indica quantos grupos com diferentes níveis de habilidade (confiança no autocuidado) o item permite identificar<sup>(27)</sup>. O índice de separação de itens indica em quantos níveis de dificuldade os itens estão distribuídos. Um instrumento útil clinicamente deve dividir os participantes em, pelo menos, dois níveis de habilidades (alta e baixa), assim como os itens devem estar distribuídos em, pelo menos, três níveis de dificuldades;
- 6) Investigou-se a presença do funcionamento diferencial dos itens denominado, em inglês, *differential item functioning* (DIF) para testar a invariância de medição entre os sexos no nível do item, ou seja, quais itens, para os homens, são mais fáceis ou mais difíceis do que para as mulheres para cumprir a descrição do item<sup>(28)</sup>. O ponto de corte comumente usado para indicar DIF substancial é o contraste DIF  $> 0,5$ <sup>(29)</sup>, com uma significância estatística  $\leq 0,05$  no teste Rasch-Welch;
- 7) Removeu-se um item que apresentou desajuste segundo os critérios acima citados. Depois da remoção desse item, verificaram-se novamente a unidimensionalidade da escala, o ajuste dos itens, a separação e a confiabilidade Rasch da escala calibrada;
- 8) Finalmente, foi examinado o mapa da distribuição da amostra e dos itens no mesmo contínuo (mapa pessoas-itens) com a escala original e a escala calibrada. Nesse mapa, a habilidade das pessoas e a dificuldade dos itens são colocadas na mesma unidade métrica<sup>(30)</sup> e permitem ao pesquisador identificar que magnitude de habilidade o item mensura e se os itens são distribuídos de forma homogênea. O mapa empírico resultante da análise Rasch pode ser usado como evidência da validade de construto do instrumento<sup>(27)</sup>.

A unidade de medida utilizada no modelo Rasch é o *logit* (*log-odds*), ou lógito, que é uma função linear da probabilidade de obter um escore por uma pessoa que possui determinada habilidade<sup>(21)</sup>. O zero na escala de *logits* representa, na análise de Rasch, arbitrariamente, a média; os itens mais fáceis apresentam valores negativos e os itens mais difíceis apresentam valores positivos na escala<sup>(22)</sup>.

## Resultados

Foram analisados dados de 409 pacientes com IC com idade média de 57,9 anos (desvio-padrão=11,6),

sendo 248 (60,6%) brancos, com escolaridade média de 6,1 anos (desvio-padrão=4,1); 264 (64,5%) possuíam convivência marital e 314 (76,8%) eram inativos em relação à situação trabalhista. Em relação aos dados clínicos, a cardiomiopatia não isquêmica como etiologia da IC foi responsável por 366 (88,8%) dos casos, a fração de ejeção ventricular média foi de 40,2% (desvio-padrão=13,6%) e 191 (46,7%) eram de classe funcional II. O tempo médio de experiência com a IC foi de 64,6 meses (desvio-padrão=65,1) e o escore médio

na Escala de Confiança no Autocuidado na IC foi de 56,5 (desvio-padrão=21,6).

Os resultados da análise de Rasch das respostas dos 409 pacientes com IC aos seis itens da Escala de Confiança no Autocuidado na IC mostraram que todos os itens apresentaram polaridade positiva, com correlações item-total entre 0,56 e 0,80.

A análise da funcionalidade das categorias de resposta evidenciou que elas cumprem todos os critérios estabelecidos, conforme a Tabela 1.

Tabela 1 - Funcionalidade das categorias de resposta da Escala de Confiança no Autocuidado do *Self-Care Heart Failure Index 6.2* - versão brasileira (N=409). São Paulo, SP, Brasil, 2019

| Categoria |        | Observações |    | Médias    |          | Infit MnSq* | Outfit MnSq* | Andrich Threshold | Medidas das Categorias |
|-----------|--------|-------------|----|-----------|----------|-------------|--------------|-------------------|------------------------|
| Número    | Escore | n           | %  | Observada | Esperada |             |              |                   |                        |
| 1         | 1      | 281         | 11 | -1,37     | -1,82    | 1,56        | 1,77         | Nenhum            | -3,43                  |
| 2         | 2      | 633         | 26 | -1,00     | -0,70    | 0,71        | 0,70         | -2,20             | -1,40                  |
| 3         | 3      | 1097        | 45 | 0,75      | 0,71     | 0,75        | 0,75         | -0,56             | 1,14                   |
| 4         | 4      | 443         | 18 | 2,47      | 2,35     | 0,99        | 0,93         | 2,76              | 3,89                   |

\*MnSq = Mean square (Quadrado médio).

Observa-se, na Tabela 1, que as frequências e a distribuição das categorias são adequadas, a média das observações aumenta à medida que aumentam os escores das categorias de resposta, o *Infit* e o *Outfit*, para todas as categorias, são menores que dois e próximos de um e os valores de dificuldade dos itens (*Andrich thresholds*) também aumentam conforme aumentam os escores, indicando que cada categoria é a mais provável para um intervalo específico do *continuum* do construto.

A análise da unidimensionalidade mediante componentes principais dos resíduos mostrou que a dimensão Rasch explicou 50% da variância nos dados.

A análise do primeiro contraste indicou que o autovalor foi de 1,6, sendo que uma segunda dimensão explicou mais que 14% da variância. Todas as correlações entre os resíduos dos itens foram menores de 0,1.

As análises dos valores da medida mostraram que o item 1 ("De maneira geral, você está confiante sobre... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?") não se ajustou ao modelo. Ele foi excluído e novas análises foram feitas com os cinco itens restantes. Na Tabela 2, podem-se observar os valores da medida obtidos, ordenados de forma decrescente, com os respectivos parâmetros de ajuste da escala com seis itens.

Tabela 2 - Medidas de ajuste dos itens da Escala de Confiança no Autocuidado do *Self-Care Heart Failure Index 6.2* - versão brasileira com seis itens (N=409). São Paulo, SP, Brasil, 2019

| Item          | Escore total | Modelo |             | Infit |       | Outfit |       | Coeficiente de correlação item-total |          |
|---------------|--------------|--------|-------------|-------|-------|--------|-------|--------------------------------------|----------|
|               |              | Medida | Erro-padrão | MnSq* | ZStd† | MnSq*  | ZStd† | Observado                            | Esperado |
| 1             | 976          | 0,90   | 0,08        | 1,84  | 9,9   | 1,99   | 9,9   | 0,56                                 | 0,76     |
| 5             | 1016         | 0,62   | 0,08        | 1,00  | 0,1   | 0,99   | -0,1  | 0,77                                 | 0,75     |
| 6             | 1159         | -0,41  | 0,09        | 0,91  | -1,3  | 0,87   | -1,8  | 0,74                                 | 0,72     |
| 3             | 1104         | 0,00   | 0,08        | 0,81  | -2,9  | 0,81   | -2,7  | 0,78                                 | 0,73     |
| 2             | 1234         | -0,99  | 0,09        | 0,72  | -4,2  | 0,75   | -3,6  | 0,75                                 | 0,69     |
| 4             | 1121         | -0,12  | 0,09        | 0,68  | -5,0  | 0,66   | -5,1  | 0,80                                 | 0,73     |
| Média         | 1101,7       | 0,00   | 0,09        | 0,99  | -0,6  | 1,01   | -0,6  |                                      |          |
| Desvio-padrão | 85,9         | 0,63   | 0,00        | 0,40  | 5,0   | 0,45   | 4,9   |                                      |          |

\*MnSq = Mean Square; †ZStd = Standardized fit statistics

Observa-se, na Tabela 2, que o item 1 ("De maneira geral, você está confiante sobre... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?") apresentou importante desajuste ao modelo. Os valores de *infit* e *outfit* do item 1 foram 1,84

e 1,99, respectivamente, ficando fora dos valores de corte adotados, conforme descrito no método (valores aceitáveis de *infit* e *outfit* entre 0,7 e 1,3). A Tabela 3 apresenta os resultados da escala com cinco itens depois de retirado o item 1.

Tabela 3 - Medidas de ajuste dos itens da Escala de Confiança no Autocuidado do *Self-Care Heart Failure Index 6.2* - versão brasileira com cinco itens (N=409). São Paulo, SP, Brasil, 2019

| Item          | Escore total | Modelo |             | Infit |       | Outfit |       | Coeficiente de correlação item-total |          |
|---------------|--------------|--------|-------------|-------|-------|--------|-------|--------------------------------------|----------|
|               |              | Medida | Erro-padrão | MnSq* | ZStd† | MnSq*  | ZStd† | Observado                            | Esperado |
| 5             | 1016         | 1,07   | 0,10        | 1,24  | 3,1   | 1,26   | 3,2   | 0,79                                 | 0,83     |
| 3             | 1104         | 0,24   | 0,10        | 0,90  | -1,4  | 0,88   | -1,5  | 0,83                                 | 0,81     |
| 4             | 1121         | 0,07   | 0,10        | 0,78  | -3,1  | 0,72   | -3,7  | 0,83                                 | 0,80     |
| 6             | 1159         | -0,30  | 0,10        | 1,07  | 0,9   | 1,01   | 0,2   | 0,78                                 | 0,79     |
| 2             | 1234         | -1,08  | 0,10        | 0,94  | -0,8  | 1,00   | 0,0   | 0,77                                 | 0,76     |
| Média         | 1101,7       | 0,00   | 0,10        | 0,98  | -0,3  | 0,97   | -0,4  |                                      |          |
| Desvio-padrão | 85,9         | 0,70   | 0,00        | 0,16  | 2,1   | 0,18   | 2,2   |                                      |          |

\*MnSq - Mean Square; †ZStd - Standardized fit statistics

Pode-se observar, na Tabela 3, que, sem o item 1, na escala com cinco itens, não existem itens com valores *Infit/Outfit* superiores a 1,3 ou inferiores a 0,7, mostrando que todos se ajustam bem ao modelo.

O resultado da análise de Rasch para a escala com seis itens mostrou uma separação de pessoas e de itens de 1,93 e 6,78, respectivamente, e uma confiabilidade das pessoas de 0,79 e de item de 0,98, sendo que o alfa de Cronbach foi de 0,84. Os valores de separação e confiabilidade das pessoas na escala com cinco itens melhoraram em relação à análise da escala com seis itens, sendo a separação de pessoas igual a 2,13, a confiabilidade das pessoas de 0,82 e o alfa de Cronbach de 0,87. Não obstante, a separação e a confiabilidade de itens foram as mesmas obtidas na análise da escala com seis itens (6,78 e 0,98, respectivamente).

A Tabela 4 mostra os resultados da análise do funcionamento diferencial dos itens em relação ao sexo.

Tabela 4 - Funcionamento diferencial dos itens em relação a sexo da Escala de Confiança no Autocuidado do *Self-Care Heart Failure Index 6.2* - versão brasileira (N=409). São Paulo, SP, Brasil, 2019

| Item | DIF*<br>contraste | Rasch-Welch |               |
|------|-------------------|-------------|---------------|
|      |                   | t†          | Probabilidade |
| 1    | -0,08             | -0,49       | 0,62          |
| 2    | 0,09              | 0,51        | 0,61          |
| 3    | 0,00              | 0,00        | 1,00          |
| 4    | 0,23              | 1,35        | 0,17          |
| 5    | -0,14             | -0,83       | 0,40          |
| 6    | -0,07             | -0,40       | 0,69          |

\*DIF = Differential Item Functioning (Funcionamento diferencial do item);

†t- teste t

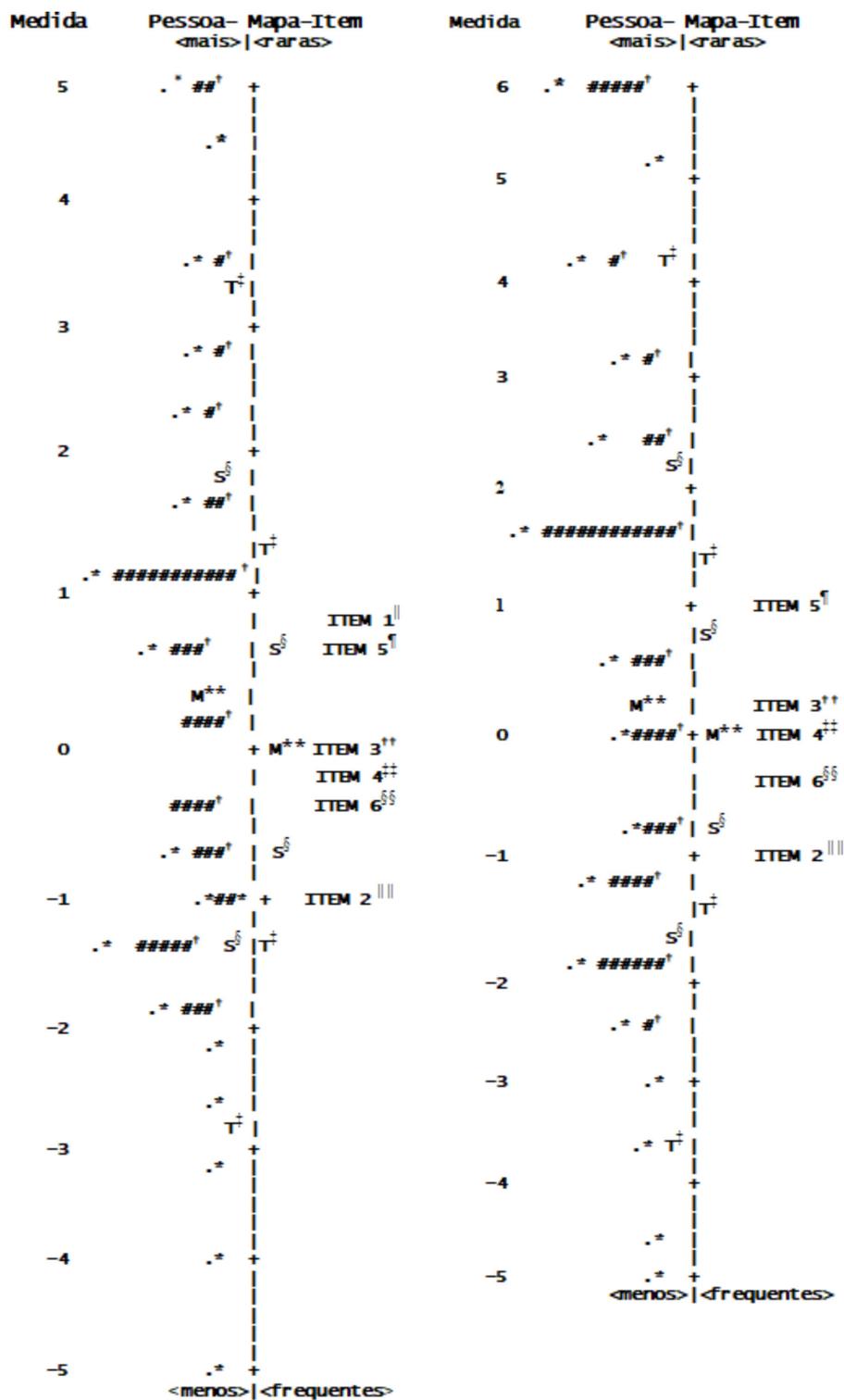
Pode-se observar, na Tabela 4, que nenhum dos seis itens apresentou contraste substancial (todos foram menores que 0,5) entre homens e mulheres usando o teste Rasch-Welch.

Quanto à unidimensionalidade, a análise mediante componentes principais dos resíduos mostrou que, para a escala com cinco itens, a dimensão Rasch explicou 55% da variância nos dados. A análise do primeiro contraste indicou que o autovalor foi de 1,4, sendo que uma segunda dimensão explicou mais que 13% da variância. As correlações entre os resíduos dos itens evidenciaram ausência de dependência local ao serem todas menores de -0,10.

A Figura 1 apresenta dois mapas de pessoas-itens. Um deles (esquerda) é o mapa pessoas-itens para a escala com seis itens e o outro (direita) é o mapa para a escala com cinco itens. Cada um dos mapas de pessoas-itens exibe a distribuição da dificuldade dos itens à direita e a distribuição das habilidades das pessoas à esquerda. O topo representa os itens mais difíceis e os participantes com mais habilidade (mais confiança no autocuidado). Por outro lado, a parte inferior representa os itens mais fáceis e os participantes com menos habilidade (menos confiança no autocuidado). Tanto as pessoas (indicadas pelo sinal #) quanto os itens estão distribuídos em um mesmo *continuum* vertical em que as medidas são em *logits* e o ponto zero é o ponto médio.

O mapa dos itens (Figura 1) foi examinado para identificar se a hierarquia dos itens foi consistente com a teoria. Para a escala com seis e com cinco itens, observa-se que a maioria dos itens se encontrou aproximadamente entre -1 *logit* e +1 *logit*. Em relação às pessoas, a distribuição é mais dispersa e cobriu o intervalo aproximado de -5 *logit* a +6 *logit*.

Para a escala com seis itens, a pergunta "De maneira geral, você está confiante sobre... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?" foi a mais difícil (Figura 1). No caso da escala com cinco itens, a pergunta "De maneira geral, você está confiante sobre... fazer algo que possa aliviar seus sintomas?" foi a mais difícil (Figura 1). Nos dois casos, o item "De maneira geral, você está confiante sobre... seguir o tratamento recomendado?" foi o mais fácil (Figura 1).



\* = uma a sete pessoas; †# = "cada #": oito pessoas; †T = dois desvios-padrões; †S = um desvio-padrão; †ITEM 1 = ... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca; †ITEM 5 = ...fazer algo que possa aliviar seus sintomas?; \*\*M = Média; ††ITEM 3 =...avaliar a importância de seus sintomas?; ††ITEM 4 =... reconhecer alterações na saúde, caso elas ocorram?; ††ITEM 6 =...avaliar se um medicamento funciona?; †††ITEM 2 =... seguir o tratamento recomendado?

Figura 1 - Mapa pessoas-itens para a Escala de Confiança no Autocuidado com seis itens (esquerda) e com cinco itens (direita) (N=409). São Paulo, SP, Brasil, 2019

## Discussão

As análises realizadas permitiram investigar a validade estrutural e a confiabilidade da Escala de Confiança no Autocuidado da versão Brasileira do SCHFI 6.2<sup>(12)</sup>, bem como identificar o grau de dificuldade de cada item e a adequação das categorias de respostas aos itens.

Os resultados obtidos indicam que o instrumento tem um bom funcionamento se for excluído o item 1 ("De maneira geral, você está confiante sobre... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?"). Esse item apresentou desajuste ao modelo, pois os valores do *Infit MnSq* (1,84) e do *Outfit MnSq* (1,99) (Tabela 2) estão fora dos limites aceitáveis (de 0,7 a 1,3). Quando as análises

indicam que um item não se ajusta ao modelo, isso significa que o item não está relacionado com o construto em estudo<sup>(18)</sup>. No caso deste estudo, pode-se dizer que o item 1 não está relacionado com o construto de Confiança no Autocuidado como estão os demais itens<sup>(31)</sup>.

Possivelmente, esse resultado é decorrente da versão desse item para a língua portuguesa. Apesar de os procedimentos de adaptação terem sido rigorosos<sup>(12,17)</sup>, as análises que foram realizadas não permitiram a verificação do funcionamento de cada item no conjunto da escala. Suspeita-se que a fonte do desajuste do item seja a versão para a língua portuguesa pelo seguinte: na versão original do instrumento, o item é "*In general, how confident are you that you can... keep yourself free of heart failure symptoms?*"; na versão para o Brasil, o item ficou "De maneira geral, você está confiante sobre... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?". Na experiência das autoras do estudo aqui relatado, os pacientes têm dificuldade em responder a esse item e frequentemente o entendem como algo relacionado à fé ou à esperança de que ficarão bem no futuro, sem vincular o "estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca" a algo que eles mesmos possam fazer. Essas observações informais sugerem que, na versão brasileira do item 1, faltou a ideia do "...that you can..." – que você consegue – que está explícita na versão original.

Para melhorar a versão brasileira do item, seria necessário incluir a ideia de "conseguir", como, por exemplo, "De maneira geral, quão confiante você está de que você consegue...". Com o item da forma como está ("De maneira geral, você está confiante sobre... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?"), pode ser mais difícil, para o respondente, apreender que o que se quer saber é da confiança no que ele consegue fazer e não da confiança em um estado futuro.

No estudo de adaptação do instrumento<sup>(17)</sup>, a autora menciona que o enunciado da Escala de Confiança no Autocuidado sofreu alteração depois da avaliação pelo comitê de juízes. O termo "*confident*", do original, teria sido traduzido por "seguro" e depois modificado para "confiante", sendo que nenhum outro item sofreu alteração pelo comitê de juízes ou em decorrência do pré-teste realizado com 30 pacientes<sup>(17)</sup>. O SCHFI 6.2 adaptado foi aplicado a 190 pacientes com IC e os dados foram submetidos à análise de consistência interna. O alfa de Cronbach da Escala de Confiança no Autocuidado foi 0,94, o que é muito bom, mas os resultados mostraram que se o item 1 fosse excluído, esse índice não se alteraria<sup>(17)</sup>, indicando que esse item já não estava contribuindo para a consistência interna da escala. A análise de Rasch, que oferece mais informações sobre a adequação dos itens, revelou que esse item precisa ser melhorado se for mantido.

Quanto às outras propriedades da escala, os resultados evidenciam que a versão brasileira da Escala de Confiança no Autocuidado do SCHFI 6.2 com seis ou com cinco itens é unidimensional, explicando 50% ou 55% da variância nos dados, respectivamente, com o autovalor (*eigenvalue*) do primeiro contraste menor que dois. Esses resultados parecem ser consistentes com o que foi obtido no estudo de validação da versão brasileira do SCHFI 6.2<sup>(12)</sup> em que a análise fatorial confirmatória, usada para testar um modelo com três componentes, mostrou a Escala de Confiança no Autocuidado como um dos três componentes do SCHFI 6.2. No entanto, há resultados diferentes em outros estudos que também usaram análise fatorial confirmatória<sup>(11,32)</sup>. Em estudo que explorou a dimensionalidade e a confiabilidade do SCHFI 6.2, na sua versão original em inglês, com dados de 629 adultos com IC, demonstrou-se que a Escala de Confiança no Autocuidado é unidimensional, confirmando o que vinha sendo assumido em outros estudos<sup>(32)</sup>. No entanto, a análise fatorial confirmatória em outro estudo, realizado com dados de 659 pacientes com IC italianos, revelou a Escala de Confiança no Autocuidado com dois fatores, denominados de Confiança Básica no Autocuidado e Confiança Avançada no Autocuidado. O fator da Confiança Básica no Autocuidado incluiu os itens mais gerais (por exemplo: "...seguir o tratamento recomendado?"), enquanto que a Confiança Avançada no Autocuidado refletiu comportamentos mais desafiadores (por exemplo: "... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?"), que requerem orientações específicas e experiência<sup>(11)</sup>. A discrepância entre os dois estudos que usaram análise fatorial confirmatória foi atribuída às diferenças de método com que as análises foram feitas e não a diferenças entre as amostras<sup>(11)</sup>. Os resultados do estudo em que a Escala de Confiança no Autocuidado resultou com dois fatores foram apoiados em técnicas mais robustas (validação cruzada) e resultaram em modelos com melhores índices de ajustes<sup>(11)</sup>. Além disso, as análises finais foram feitas considerando as três escalas separadamente<sup>(11)</sup> e não como um modelo único como nos outros estudos citados<sup>(12,32)</sup>. Os resultados deste estudo mostraram que a escala é unidimensional. No entanto, até onde se conhece, é o único estudo que usou a análise de Rasch para investigar as propriedades da Escala de Confiança no Autocuidado. Esses resultados controversos indicam que a dimensionalidade da Escala de Confiança no Autocuidado precisa ser mais estudada.

Outra propriedade que a análise de Rasch permitiu verificar é se a escala de resposta de cada item é adequada. No caso da versão brasileira da Escala de Confiança no Autocuidado, as respostas a cada item variam em escores de um a quatro (1="não confiante"; 2="um pouco confiante"; 3="muito confiante" e

4="extremamente confiante")<sup>(12)</sup>. Os dados da Tabela 1 mostram que as quatro categorias de respostas (não confiante; um pouco confiante; muito confiante; extremamente confiante) representam intensidades crescentes de confiança, pois a média da categoria 1 é menor que a da categoria 2 que, por sua vez, é menor que a da categoria 3, e esta menor que a da categoria 4.

Outras informações importantes fornecidas pela análise de Rasch foram o DIF (Tabela 4) e o grau de dificuldade dos itens (Figura 1). A avaliação do DIF permitiu estabelecer que o instrumento não apresenta viés decorrente do gênero dos respondentes.

Em relação ao grau de dificuldade dos itens, pode-se observar, na figura 1, que é o mapa de pessoas-itens da escala com seis e com cinco itens, que o item 1 ("De maneira geral, você está confiante sobre... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?") foi o item mais difícil. Com a exclusão do item 1, o item 5 ("De maneira geral, você está confiante sobre... fazer algo que possa aliviar seus sintomas?") passa a ser o mais difícil, sem que se altere a ordem de dificuldade dos demais itens (Figura 1). Em ordem decrescente de dificuldade, depois do item 5, vêm os itens: 3 ("De maneira geral, você está confiante sobre... avaliar a importância de seus sintomas?"); 4 ("De maneira geral, você está confiante sobre... reconhecer alterações na saúde, caso elas ocorram?"); 6 ("De maneira geral, você está confiante sobre... avaliar a importância de seus sintomas?") e o 2 ("De maneira geral, você está confiante sobre... seguir o tratamento recomendado?"), que foi o item mais fácil. Essa ordem de dificuldade parece razoável, se forem considerados os desafios que os comportamentos representados oferecem aos pacientes com IC. Ter confiança de que pode fazer alguma coisa para aliviar os sintomas parece ser mais difícil do que ter confiança de que consegue avaliar a importância dos sintomas. Ter confiança de que consegue avaliar a importância dos sintomas parece mais desafiante do que ter confiança de que consegue reconhecê-los. Diante desses comportamentos, parece que ter confiança de que consegue seguir o tratamento recomendado é o comportamento menos desafiador para os pacientes com IC. Conhecer o grau de dificuldade dos itens pode servir de orientação para a organização de programas de promoção do autocuidado para pessoas com IC.

Os resultados quanto à distribuição das pessoas (Figura 1) sugerem que há necessidade de itens para medir dificuldades maiores que as do item cinco e menores que as do item 2, pois há partes da distribuição de pessoas que ficam fora do espectro de dificuldades dos itens existentes. Observa-se, também, que caberiam novos itens com dificuldades entre as dos itens 2 e 6 e entre as dos itens 3 e 5.

Outros estudos sobre as propriedades da Escala de Confiança no Autocuidado do SCHFI 6.2, nas suas diversas versões, usando análise de Rasch, são necessários para refinar instrumento que avalia variável fundamental para o conhecimento sobre o autocuidado na IC. No caso da versão brasileira, o primeiro passo seria rever a versão do item 1 por meio de estudos de validade de conteúdo<sup>(14)</sup>. Se, em uma nova versão, esse item se ajustar ao modelo, as comparações entre amostras de brasileiros e amostras que usaram o instrumento original serão favorecidas.

A principal limitação do estudo relatado é o fato de os dados serem de pacientes de um único serviço público especializado em Cardiologia, o que indica cautela na generalização dos resultados. Estudos que analisassem se existe funcionamento diferencial dos itens entre pacientes com IC de serviços especializados e não especializados ofereceriam evidências sobre a magnitude de limitações dessa natureza.

## Conclusão

Em síntese, as análises pelo método de Rasch da versão brasileira da Escala de Confiança no Autocuidado do SCHFI 6.2 permitem concluir que: 1) todos os itens da escala refletem a mesma dimensão; a escala é unidimensional; 2) apenas o item 1 ("De maneira geral, você está confiante sobre... estar livre dos sintomas de insuficiência cardíaca?") não se ajustou ao modelo de Rasch, recomendando-se cautela na interpretação dos escores da escala com os seis itens; 3) a escala permite boa discriminação de graus de confiança no autocuidado; 4) os itens da escala não sofrem variação de medição entre os sexos.

## Referências

1. Savarese G, Lund LH. Global public health burden of heart failure. *Card Fail Rev.* 2017 Apr;3(1):7-11. doi: <https://doi.org/10.15420/cfr.2016:25:2>
2. Lund LH, Rich MW, Hauptman PJ. Complexities of the global heart failure epidemic. *J Card Fail.* 2018 Dec;24(12):813-4. doi: <https://doi.org/10.1016/j.cardfail.2018.11.010>
3. Sociedade Brasileira de Cardiologia. Diretriz Brasileira de Insuficiência Cardíaca Crônica e Aguda. *Arq Bras Cardiol.* 2018;111(3):436. doi: <https://doi.org/10.5935/abc.20180190>
4. Liou H-L, Chen H-I, Hsu S-C, Lee S-C, Chang C-J, Wu M-J. The effects of a self-care program on patients with heart failure. *J Chin Med Assoc.* 2015;78(11):648-56. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jcma.2015.06.004>
5. Riegel B, Moser DK. Self-care: an update on the state of the science one decade later. *J Cardiovasc Nurs.* 2018

- Sep/Oct;33(5):404-07. doi: <https://doi.org/10.1097/JCN.0000000000000517>
6. Zou H, Chen Y, Fang W, Zhang Y, Fan X. Identification of factors associated with self-care behaviors using the COM-B model in patients with chronic heart failure. *Eur J Cardiovasc Nurs*. 2017;16(6):530-8. doi: <https://doi.org/10.1177/1474515117695722>
  7. Hammash MH, Crawford T, Shawler C, Schrader M, Lin CY, Shewekah D, et al. Beyond social support: self-care confidence is key for adherence in patients with heart failure. *Eur J Cardiovasc Nurs*. 2017;16(7):632-7. doi: <https://doi.org/10.1177/1474515117705939>
  8. Chang LY, Wu SY, Chiang CE, Tsai PS. Depression and self-care maintenance in patients with heart failure: a moderated mediation model of self-care confidence and resilience. *Eur J Cardiovasc Nurs*. 2017;16(5):435-43. doi: <https://doi.org/10.1177/1474515116687179>
  9. Stamp, KD, Dunbar SB, Clark PC, Reilly CM, Gary RA, Higgins M et al. Family partner intervention influences self-care confidence and treatment self-regulation in patients with heart failure. *Eur J Cardiovasc Nurs*. 2016;15(5):317-27. doi: <https://doi.org/10.1177/1474515115572047>
  10. Riegel B, Lee CS, Dickson VV, Carlson B. An update on the Self-Care of Heart Failure Index. *J Cardiovasc Nurs*. 2009 Nov/Dec;24(6):485-97. doi: <https://doi.org/10.1097/JCN.0b013e3181b4baa0>
  11. Vellone E, Riegel B, Cocchieri A, Barbaranelli C, D'Agostino F, Antonetti G, et al. Psychometric testing of the self-care of heart failure index version 6.2. *Res Nurs Health*. 2013;36(5):500-11. doi: <https://doi.org/10.1002/nur.21554>
  12. Ávila CW, Riegel B, Pokorski SC, Camey S, Silveira LCJ, Rabelo-Silva ER. Cross-cultural adaptation and psychometric testing of the Brazilian version of the Self-Care of Heart Failure Index. *Nurs Res Pract*. 2013;2013:1-6. doi: <https://doi.org/10.1155/2013/178976>
  13. Koller I, Levenson MR, Glück J. What do you think you are measuring? A mixed-methods procedure for assessing the content validity of test items and theory-based scaling. *Front Psychol*. [Internet]. 2017 [cited Sep 12, 2019];8,126. Available from: <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2017.00126/full>
  14. Hagquist C, Bruce M, Gustavsson JP. Using the Rasch model in nursing research: an introduction and illustrative example. *Int J Nurs Stud*. 2009;46(3):380-93. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2008.10.007>
  15. Polit DF, Beck CT. Fundamentos de pesquisa em enfermagem – avaliação de evidências para a prática da enfermagem. 7ªed. Porto Alegre: Artmed; 2011.
  16. Conceição AP, Santos MA, Santos B, Cruz DALM. Self-care in heart failure patients. *Rev. Latino-Am. Enfermagem*. 2015 Aug;23(4):578-86. doi: <https://dx.doi.org/10.1590/0104-1169.0288.2591>
  17. Ávila CW. Adaptação transcultural e validação da Self Care of Herat Failure Index versão 6.2 para uso no Brasil [dissertação]. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Programa de Pós Graduação em Enfermagem; 2012 [Acesso 12 jan 2019]. Disponível em: <https://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/55507/000858530.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
  18. Linacre JM. Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measure Transactions*. [Internet]. 1994 [cited Jan 12, 2019];8(3):370. Available from: <https://www.rasch.org/rmt/rmt83b.htm>
  19. Linacre JM. Category, Step and threshold: definitions & disordering. *Rasch Measure Transactions*. [Internet]. 2001[cited Jan 12, 2019];15(1):794. Available from: <https://www.rasch.org/rmt/rmt151g.htm>
  20. Linacre JM. What do infit and outfit, mean-square and standardized mean? *Rasch Measure Transactions*. [Internet]. 2002[cited Jan 12, 2019];16:878. Available from: <https://www.rasch.org/rmt/rmt162f.htm>
  21. Cleanthous S, Barbic SP, Smith S, Regnault A. Psychometric performance of the PROMIS® depression item bank: a comparison of the 28- and 51-item versions using Rasch measurement theory. *J Patient Rep Outcomes*. 2019 Jul 30;3(1):47. doi: <https://doi.org/10.1186/s41687-019-0131-4>
  22. Hawkins RJ, Kremer MJ, Swanson B, Fogg L, Pierce P, Pearson J. Use of the Rasch model for initial testing of fit statistics and rating scale diagnosis for a general anesthesia satisfaction questionnaire. *J Nurs Meas*. 2014;22(3):381-403. doi: <https://doi.org/10.1891/1061-3749.22.3.381>
  23. Bourke M, Wallace L, Greskamp M, Tormoehlen L. Improving objective measurement in Nursing research: Rasch model analysis and diagnostics of the Nursing students' clinical stress scale. *J Nurs Meas*. 2015;23(1):E1-15. doi: <https://doi.org/10.1891/1061-3749.23.1.E1>
  24. Wright BD, Linacre JM, Smith RM, Heinemann AW, Granger CV. FIM measurement properties and Rasch model details. *Scand J Rehabil Med*. [Internet]. 1997 Dec [cited Jan 12, 2019];29(4):267-72. Available from: [https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/?term=Scand+J+Rehabil+Med.+1997+Dec%3B29\(4\)%3A267-72](https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/?term=Scand+J+Rehabil+Med.+1997+Dec%3B29(4)%3A267-72)
  25. Wright BD, Linacre JM. Observations are always ordinal; measurements, however, must be interval. *Arch Phys Med Rehabil*. [Internet]. 1989 Nov [cited Jan 12, 2019];70(12):857-60. Available from: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/2818162>
  26. Wright BD. SS Stevens revisited. *Rasch Measurement Transactions*. [Internet]. 1997[cited Jan 12, 2019];11:552-3. Available from: <https://www.rasch.org/rmt/rmt111n.htm>
  27. Wang Y, Byers KL, Velozo CA. Rasch analysis of Minimum Data Set mandated in skilled nursing facilities.

- J Rehabil Res Dev. [Internet]. 2008 Nov [cited Jan 12, 2019];45(9):1385-400. Available from: <https://www.rehab.research.va.gov/jour/08/45/9/pdf/Wang.pdf>
28. Lin CY, Yang SC, Lai WW, Su WC, Wang JD. Rasch models suggested the satisfactory psychometric properties of the WHOQOL-BREF among lung cancer patients. *J Health Psychol.* 2017;22(4):397-408. doi: <https://doi.org/10.1177/1359105315603474>
29. Rouquette A, Hardouin JB, Vanhaesebrouck A, Sébille V, Coste J. Differential Item Functioning (DIF) in composite health measurement scale: recommendations for characterizing DIF with meaningful consequences within the Rasch model framework. *PLoS One.* 2019;14(4),e0215073. doi :<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215073>
30. Zou H, Chen Y, Fang W, Zhang Y, Fan X. Identification of factors associated with self-care behaviors using the COM-B model in patients with chronic heart failure. *European J Cardiovasc Nurs.* 2017;16(6):530-8. doi: <https://doi.org/10.1177/1474515117695722>
31. Bond TG, Fox CM. *Applying the Rasch model: fundamental measurement in the human sciences.* 3<sup>rd</sup> ed. New York: Routledge; 2015.
32. Barbaranelli C, Lee CS, Vellone E, Riegel B. Dimensionality and reliability of the Self-Care of Heart Failure Index Scales: further evidence from confirmatory factor analysis. *Res Nurs Health.* [Internet]. 2014;37(6):524-37. doi: <https://doi.org/10.1002/nur.21623>

Recebido: 29.04.2019

Aceito: 31.03.2020

Editor Associado:

Ricardo Alexandre Arcêncio

**Copyright © 2020 Revista Latino-Americana de Enfermagem**

Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Licença Creative Commons CC BY.

Esta licença permite que outros distribuam, remixem, adaptem e criem a partir do seu trabalho, mesmo para fins comerciais, desde que lhe atribuam o devido crédito pela criação original. É a licença mais flexível de todas as licenças disponíveis. É recomendada para maximizar a disseminação e uso dos materiais licenciados.

---

Autor correspondente:

Ana Maria Miranda Martins Wilson

E-mail: [anamaria.martins@usp.br](mailto:anamaria.martins@usp.br)

 <https://orcid.org/0000-0003-3608-8158>