

Validação de uma versão feminina do Índice de Satisfação Sexual (ISS)

Pedro Pechorro

Faculdade de Medicina da Universidade de Lisboa

António Diniz

Instituto Superior de Psicologia Aplicada

Sara Almeida

Rui Vieira

Faculdade de Medicina da Universidade de Lisboa

Resumo

O objectivo do presente estudo foi proceder à validação de uma versão portuguesa para mulheres do Índice de Satisfação Sexual (ISS), instrumento unidimensional que avalia a satisfação sexual no contexto da relação de casal. Recorrendo a duas amostras de conveniência, uma das quais comunitária (n=152 mulheres) e a outra clínica (n=51 mulheres), foram demonstradas características psicométricas que tornam adequada a sua utilização com mulheres portuguesas.

Palavras-chave: Avaliação, Sexualidade feminina, Satisfação sexual, Validação.

Abstract

The purpose of the present study was to validate a Portuguese female version of the Index of Sexual Satisfaction (ISS), which is a unidimensional scale that assesses sexual satisfaction in the context of a couples' relationship. Using two convenience samples, one of which was a community sample (n=152) and the other a clinical sample (n=51 women), it was possible to demonstrate psychometric properties that justify its use with Portuguese women.

Key words: Assessment, Female sexuality, Sexual satisfaction, Validation.

A satisfação sexual é geralmente considerada a dimensão psicológica mais avaliada na área das disfunções sexuais (Davis & Petretic-Jackson, 2000). Através da revisão da literatura relacionada com

A correspondência relativa a este artigo deverá ser enviada para: Pedro F. dos Santos Pechorro; E-mail: pechorro@portugalmail.pt

o tema tornam-se rapidamente patentes as diferentes conceptualizações teóricas e facilmente se conclui que existe uma falta de consenso quanto à definição e à operacionalização do conceito.

DeLamater (1991) propõe a definição de satisfação sexual como o grau no qual a actividade sexual de uma pessoa corresponde aos seus ideais. Já Davidson, Darling, e Norton (1995) consideram que o sentimento de satisfação com a vida sexual está intrinsecamente relacionado com as experiências sexuais passadas do indivíduo, expectativas actuais, e aspirações futuras.

Pinney, Gerrard, e Denney (citados por DeLamater, 1991) tentaram refinar o conceito identificando duas dimensões constituintes: a satisfação sexual geral (relativa aos tipos e frequência de actividades sexuais) e a satisfação com o seu companheiro actual. Segundo estes autores, a satisfação teria portanto uma componente pessoal e uma componente interpessoal, dependendo por um lado dos desejos da pessoa por determinados tipos e frequências de actividades sexuais, e por outro dos tipos e comportamentos do companheiro.

A insatisfação sexual pode resultar de disfunções sexuais na própria pessoa ou no companheiro, ou pode existir independentemente de disfunções. É possível e até relativamente frequente encontrar mulheres que querem ter actividade sexual, ficam excitadas, têm orgasmo, e mesmo assim se sentem insatisfeitas (Jehu, citada por Davis & Petretic-Jackson, 2000).

Foi precisamente na linha de que a insatisfação pode existir independentemente de disfunções sexuais que a CID-10 (WHO, 1993) introduziu o diagnóstico de falta de prazer sexual. Tal possibilita a categorização dos casos clínicos em que homens e mulheres, apesar de passarem sequencialmente pelas várias fases do ciclo de resposta sexual, referem uma ausência de prazer subjectivo.

Durante a Conferência para o Desenvolvimento de Consenso Internacional sobre Disfunção Sexual Feminina (Basson et al., 2000, 2001) foi proposta a criação do diagnóstico de perturbação da satisfação sexual, e que seria aplicada às mulheres incapazes de atingir uma satisfação sexual subjectiva apesar de terem desejo, excitação, e orgasmo adequados. Devido à dificuldade em incorporar tal eventual perturbação na moldura nosológica existente, em definir critérios diagnósticos claros, e à ausência de evidências epidemiológicas e clínicas consistentes, acabou por não haver acordo quanto à criação da categoria diagnostica de perturbação da satisfação sexual.

De forma a possibilitar a comparação directa entre os resultados das investigações torna-se premente recorrer a metodologias de investigação bem delineadas e replicáveis, como é o caso da utilização de instrumentos de avaliação comuns bem construídos e validados.

Provavelmente o instrumento psicométrico mais utilizado nos últimos vinte anos para medir a satisfação sexual será o *Índice de Satisfação Sexual* (ISS; Hudson, 1998, 2000; Hudson, Harrison, & Crosscup, 1981). O ISS é uma escala de 25 itens que mede o grau ou magnitude da (in)satisfação sexual no contexto do relacionamento de casal. O ISS mede os sentimentos do indivíduo quanto a um número de comportamentos, atitudes, eventos, estados afectivos, e preferências que estão associados ao relacionamento sexual entre parceiros.

Os seus itens foram escritos com a preocupação de não serem ofensivos e de não invadirem excessivamente a privacidade do indivíduo (ver Anexo A). Na versão inicial do instrumento cada item era cotado numa escala de frequência relativa (tipo *Likert*) de 1 a 5 (Hudson, Harrison, & Crosscup, 1981), mas na versão revista mais recente os autores optaram por uma escala de 1 a 7 (Hudson, 1998, 2000).

Relativamente às normas, o ISS foi desenvolvido a partir dos resultados de 1738 participantes, incluindo homens e mulheres, solteiros e casados, provenientes de populações clínicas e não clínicas, estudantes e não estudantes com níveis de ensino secundário e universitário. Os participantes eram

principalmente caucasianos, mas incluíam também um número menor de membros de outros grupos étnicos.

Quanto à cotação, os itens 1, 2, 3, 9, 10, 12, 16, 17, 19, 21, 22 e 23 devem em primeiro lugar ser revertidos pela subtração da resposta do item a $K+1$, em que K é o número de categorias de resposta da escala de cotação. Depois de fazer todas as reversões de item apropriadas, deve-se calcular a pontuação total através da fórmula $S = (\sum Xi - N) / [(K-1)N]$, em que X é a resposta a um item, i é o item, K é o número de categorias de resposta, e N é o número de itens devidamente completados. As pontuações totais são válidas mesmo existindo valores em falta (itens omitidos) desde que o respondente tenha completado pelo menos 80% dos itens. O efeito da fórmula de cotação é a substituição dos valores em falta com o valor da resposta média aos itens de forma a que as pontuações vão de 0 a 100 independentemente do valor de N . Pontuações mais altas indicam maiores níveis de insatisfação sexual.

Em termos de fidelidade, o ISS obteve coeficientes alfa de Cronbach de .93, .91 e .92 quando calculado em três amostras heterogêneas diferentes, indicando uma boa consistência interna. A fidelidade teste-reteste ou estabilidade temporal obtida com uma semana de intervalo foi de .93, sendo considerada boa.

Em termos de validade, o ISS foi testado em termos através de correlações item-total que demonstraram que todos excepto quatro itens obtinham valores altos (maiores que .30); esses quatro itens foram posteriormente substituídos por outros mais adequados na versão revista da escala. O coeficiente de validade de grupos-conhecidos ou validade discriminante, determinado pela correlação bisserial por ponto, entre os grupos critério (grupo com problema sexual *versus* grupo sem problema sexual) e as pontuações do ISS foi de .76, sendo considerado bom porque evidencia que o ISS correlaciona-se de forma alta com o critério com o qual é suposto estar relacionado (existência de um problema sexual).

O ISS foi testado em termos de validade concorrente com o *Index of Marital Satisfaction*, tendo obtido uma correlação moderada alta ($r=.68$), e em termos de validade divergente com a *Sexual Attitude Scale*, tendo obtido uma correlação baixa ($r=.14$). Conclui-se que o ISS tem uma boa validade de construto dado que se correlaciona de forma alta com a medida com a qual se deveria correlacionar, e se correlaciona fracamente com a medida com a qual não se deveria correlacionar.

Em Portugal existe uma enorme necessidade de proceder à adaptação e validação de instrumentos psicométricos relativos ao campo da sexualidade humana. Mais especificamente relativamente ao construto da satisfação sexual, não temos conhecimento de qualquer instrumento validado em Portugal. O objectivo do presente artigo, englobado no âmbito de uma investigação mais abrangente sobre sexualidade feminina (Pechorro, 2006), consiste em traduzir, adaptar e estudar as características psicométricas de uma versão portuguesa feminina do ISS de forma a fundamentar empiricamente a sua utilização a nível de investigação e a nível de prática clínica na realidade nacional.

Método

Participantes

Na amostra comunitária (normativa) obteve-se um total de 152 mulheres ($n=152$; leque etário=26-70 anos; $M=41$ anos; desvio-padrão=12 anos). Na amostra clínica obteve-se um total de 51 mulheres

($n=51$; leque etário=48-69 anos; $M=55$ anos; desvio-padrão=5 anos). Ambas as amostras foram constituídas por mulheres residentes em meio urbano (distrito de Lisboa), tendo sido seleccionadas através de um processo de amostragem intencional por conveniência.

Instrumentos

O Index of Sexual Satisfaction (ISS; Hudson, 1998; Pechorro, 2006), conforme já foi referido, é uma escala unidimensional com 25 itens destinada a avaliar a satisfação sexual no contexto do relacionamento de casal. Devido às suas consensuais boas propriedades psicométricas e à longa tradição da sua utilização na avaliação do construto da satisfação sexual foi o instrumento eleito para se proceder a validação.

O Índice de Funcionamento Sexual Feminino (FSFI; Pechorro, 2006; Rosen et al., 2000; Pechorro, Diniz, Almeida & Vieira, 2009) é um instrumento de eleição na avaliação de disfunções sexuais femininas. Devido actualidade dos seus critérios diagnósticos (Meston & Derogatis, 2002) e a uma das suas dimensões medir a satisfação sexual este instrumento foi o escolhido para fazer a validade convergente com o ISS.

Adicionalmente foi construído um Questionário Demográfico para descrever as características sócio-demográficas das amostras utilizadas e controlar o efeito moderador dalgumas dessas variáveis.

Procedimentos

Contactaram-se os detentores dos direitos de *copyright* do ISS no e-mail walmmyr@sypac.com com o objectivo de pedir esclarecimentos quanto aos procedimentos a adoptar para obter autorização para validar a escala. Estes responderam que apesar de a escala ser comercializada, quando existe o propósito de fazer investigação a disponibilizavam gratuitamente. Pediram, todavia, para ser informados quanto aos resultados da validação.

Como princípio do processo de validação para a população feminina portuguesa foi feita uma tradução do instrumento com a colaboração de uma tradutora-especialista. Os itens foram traduzidos literalmente sempre que o seu significado em português o permitisse. Quando tal não era possível optou-se por uma tradução menos literal que captasse o sentido do item original (ver procedimentos descritos por Van de Vijver & Hambleton, 1996).

Posteriormente foram feitas algumas aplicações experimentais no âmbito da Consulta de Sexologia do Hospital de Santa Maria. Para tal utilizou-se um contexto de grupo de foco e um contexto individual com a presença de um psicólogo. A partir destas aplicações evidenciou a necessidade de proceder a algumas pequenas correcções adicionais à tradução de forma a facilitar a leitura por parte das participantes com um nível de escolaridade mais baixo. Chegou-se assim à versão final destinada a ser aplicada (ver Anexo B).

Recrutaram-se as participantes constituintes da amostra comunitária em instituições de ensino superior (alunas do Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Universidade Internacional da Terceira Idade, e Universidade de Lisboa para a Terceira Idade) e em hospitais (funcionárias do Hospital de Santa Maria e Hospital Pulido Valente).

Como amostra clínica utilizou-se uma amostra recolhida na Consulta de Menopausa do Departamento de Ginecologia do Hospital de Santa Maria. As utentes desta consulta tinham, além das queixas sintomáticas gerais relativas à menopausa, queixas específicas clinicamente diagnosticadas de

perturbação do funcionamento sexual – principalmente Perturbação do Desejo Sexual Hipocativo e Perturbação da Excitação.

No processo de recolha da amostra comunitária sempre que possível utilizou-se preferencialmente o método de aplicação em grupo com recurso a urna para manter a confidencialidade. Adicionalmente foram utilizadas Informantes Privilegiadas, principalmente psicólogas às quais foram previamente explicados os procedimentos de aplicação, que aplicaram os questionários com recurso à metodologia preferencial acima referida. Relativamente à amostra clínica, devido a esta ter sido recolhida em contexto clínico teve de se seguir uma metodologia de recolha individual feita durante a triagem para a consulta.

Após a recolha procedeu-se à selecção dos questionários que cumpriam critérios mais específicos, nomeadamente ser maior de idade, ser sexualmente activa, ser casada ou viver em união de facto e ser caucasiana. Os questionários com respostas omissas foram todos excluídos.

Os dados obtidos foram inseridos e inicialmente tratados no *SPSS 14.0 for Windows*. Todos os procedimentos estatísticos de validação, com excepção da validade discriminante, foram efectuados tendo por base a amostra comunitária. Os itens 1, 2, 3, 9, 10, 12, 16, 17, 19, 21, 22 e 23 foram revertidos de acordo com as instruções de cotação do ISS. Utilizou-se o SPSS para efectuar a análise de distribuição dos itens, na qual se procuraram desvios da normalidade de forma a detectar e eventualmente eliminar itens com problemas de distribuição (Clark & Watson, 1995; Maroco, 2003). Os itens seriam excluídos se a mediana caísse no valor mínimo ou máximo do item (no 1 ou no 7) ou se a assimetria e/ou a curtose estivessem fora do intervalo -2 a 2.

Para a análise factorial confirmatória utilizou-se o programa informático *LISREL8-SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993a,b, 1996) e alguma literatura disponível na área (Floyd & Widaman, 1995; Grapentine, 2000; Kline, 2000). Os testes de identidade dos modelos que representam a estrutura factorial do ISS, foram realizados seguindo uma lógica de “geração de modelos” (Jöreskog & Sörbom, 1993b). Calculou-se, no *PRELIS2* (Jöreskog & Sörbom, 1993a), a matriz de covariância assintótica das correlações policóricas dos dados obtidos, a qual foi lida e trabalhada pelo *LISREL8-SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993b). Utilizou-se o método de estimação por máxima verosimilhança (*ML*), mas com recurso ao Qui-quadrado de Satorra-Bentler (χ^2 Satorra-Bentler; Satorra & Bentler, 1994). Este método é adequado para trabalhar dados com problemas de (multi)normalidade em amostras de média e grande dimensão (Ullman, 2000). Considerou-se a significância da estatística χ^2 Satorra-Bentler e os resultados obtidos nos seguintes índices de ajustamento: *CFI* (*Comparative Fit Index*), *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Approximation*) e *ECVI* (*Expected Cross-validation Index*) (vd., Diniz & Almeida, 2005). Também se recorreu ao *Critical N* (Hoelter, 1983). Os resultados neles obtidos foram tidos interactivamente e em conformidade com os critérios que a seguir se apresentam.

A significância do χ^2 Satorra-Bentler foi analisada considerando a divisão do seu valor pelos graus de liberdade (*qui-quadrado relativo*), por forma a torná-la menos dependente da dimensão amostral. O valor obtido para este *ratio* deve ser menor do que 2.00 (vd., Ullman, 2000). No *CFI* valores superiores a .90 indicam um ajustamento aceitável e valores superiores a .95 um bom ajustamento. No *RMSEA* o valor deve ser igual ou menor do que .05 – Hu e Bentler (1999) sugerem um valor igual ou menor do que .06 – para indicar um bom ajustamento do modelo ou deve ser igual ou menor do que .08 para indicar que o modelo está razoavelmente ajustado; o valor $p(RMSEA < .05)$ deve ser maior que .50. O valor do *ECVI* deve ser inferior ao do *ECVI* para o modelo saturado, mas se o valor do limite superior do seu intervalo de confiança (IC) de 90% for superior ao *ECVI* do modelo saturado e se o limite inferior desse IC lhe for inferior, isso indica uma razoável aproximação do modelo numa outra amostra da mesma dimensão; se o limite superior do IC de 90% for inferior ao *ECVI* do modelo saturado, isso indica uma boa aproximação nessa amostra. Quanto ao *Critical N*, ele deve ser maior do que 200 para

que a dimensão da amostra possa ser considerada suficiente para aceitar o valor do χ^2 , presumindo que o modelo está bem especificado.

As reespecificações feitas nos modelos, nomeadamente a estimação de correlações do erro de mensuração entre itens, partiram da inspecção da matriz de resíduos estandardizados e dos resultados obtidos nos índices de modificação (*MI*) fornecidos pelo *LISREL8-SIMPLIS*. Isto foi feito sabendo que a geração de modelos pode envolver enviesamento confirmatório, uma vez que se admite a modificação empiricamente derivada do modelo, suscitando, assim, a possibilidade de o melhorar com base simplesmente no acaso (MacCallum, Rosnowski, & Necowitz, 1992). Então, procurou-se que as reespecificações fossem substantivamente interpretáveis. Também atendemos à relação entre os resultados obtidos para a quantidade de variância dos itens que se encontrava associada à variância do respectivo factor (coeficiente de determinação; R^2) e a quantidade de variância dos itens devida ao erro (termo de erro): o R^2 , desejavelmente, deveria ser superior a .50. Assim, se o R^2 obtido para um dado item fosse bastante baixo ($R^2 < .15$) ele seria eliminado por ser pouco preciso.

Por último, para estabelecer a unidade de mensuração dos factores de primeira ordem no modelo dimensional do ISS, igualizámos a um (1.00) a carga factorial (coeficiente de regressão não-estandardizado, λ) num dos seus itens; a chamada “variável de referência” do factor (Jöreskog & Sörbom, 1993b). A escala de primeira ordem ficou, assim, a ser a mesma da dos itens (estes, em razão das correlações policóricas, passaram a possuir uma escala estandardizada: $M=0.0$, $DP=1.00$). Note-se que o programa igualiza, por defeito, a variância do factor de segunda ordem a um (1.00). Acresce que neste modelo o programa também adicionou um valor constante (.10) à diagonal da matriz de covariância em análise, dado esta não ser positivamente definida em razão de problemas de quase-colinearidade entre factores (Jöreskog & Sörbom, 1996).

O *SPSS* foi novamente utilizado na avaliação da consistência interna através do alfa de Cronbach (Cortina, 1993; Wiederman, 2002), no teste de homogeneidade, na correlação média inter-item (Clark & Watson, 1995) e na correlação item-total (Nunnally & Bernstein, 1994).

Resultados

Ao fazer-se análise dos itens verificou-se que os itens 5, 15, 18 e 20 apresentavam problemas de desvio da normalidade, quer porque a mediana caia no valor mínimo ou máximo da escala Likert do item (no 1 ou no 7) ou porque a assimetria e/ou a curtosis estavam fora do intervalo -2 a 2. Tais violações recomendavam a sua exclusão, o que foi feito.

Com o objectivo de confirmar a estrutura unidimensional do ISS procedeu-se à análise factorial confirmatória utilizando o programa informático *LISREL8* (Jöreskog & Sörbom, 1993, 1996). Este tipo de análise factorial evidenciou a existência de problemas com o item 13 da escala original, nomeadamente baixo coeficiente de determinação do item ($R^2 < .15$), o que levou à sua exclusão. A análise factorial confirmatória feita em seguida permitiu verificar a existência de uma estrutura unidimensional, verificando-se um razoável ajustamento do modelo considerando os índices observados (Figura 1). Os resultados são apresentados com solução não estandardizada.

Após se ter estabelecido a estrutura factorial da escala procedeu-se ao cálculo da consistência interna através do alfa de Cronbach e do teste de homogeneidade (correlação média inter-item e leque de correlações item-total corrigidas) nos restantes 20 itens (ver Tabela 1).

Seguidamente testou-se a validade convergente do ISS com o *Female Sexual Function Index* (FSFI). Na Tabela 2 temos as correlações do ISS com o FSFI (escala total e suas dimensões). Os valores obtidos foram negativos dado que no ISS à medida que a pontuação aumenta diminui a satisfação sexual, e logo devem ser interpretados de forma revertida.

Por último efectuou-se a validade de grupos conhecidos ou validade discriminante (i.e., capacidade de a escala diferenciar populações clínicas de populações não clínicas). Na tabela seguinte (Tabela 3) temos algumas das características base das amostras comunitária e clínica. Variáveis moderadoras como Etnia, Estado Civil, e presença de Menopausa não aparecem na tabela por terem sido fixadas (i.e., só se utilizaram mulheres caucasianas, casadas/em união-de-facto, e menopausicas). Como se pode verificar não se encontraram efeitos estatisticamente significativos relativamente à Idade e à Toma de Anti-depressivos, mas esses efeitos foram encontrados para a variável Posição Social, na qual é patente a presença de um número superior de mulheres com Posição Social IV (estrato sócio-económico mais baixo).

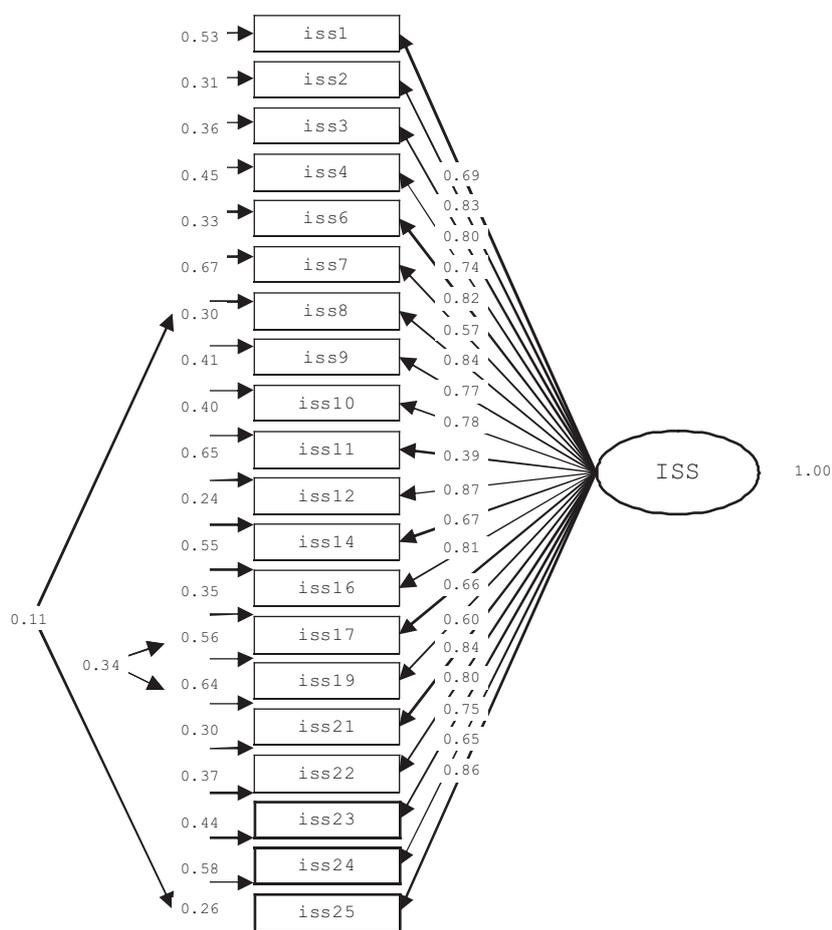


Figura 1. Modelo estrutural do ISS

Nota. χ^2 Satorra-Bentler/ gl =1.57; CFI =.94; $RMSEA$ =.061, intervalo de confiança de 90%=.047; .075, p ($RMSEA < .05$)=.099; $ECVI$ =2.30, intervalo de confiança de 90%=2.03; 2.62, $ECVI$ modelo saturado=2.78.

Tabela 1

Alfa de Cronbach, correlação média inter-item, e leque de correlações item-total corrigidas para ISS

	<i>α Cronbach</i>	<i>Corr. M. inter-item</i>	<i>L. corr. item-total cor.</i>
ISS	.95	.48	.30-.82

Nota. *α Cronbach*=Alfa de Cronbach; *Corr. M. inter-item*=Correlação média inter-item; *L. corr. item-total cor.*=Leque das correlações item-total corrigidas.

Tabela 2

Validade convergente com o FSFI

	Pearson <i>r</i>	Valor <i>p</i> *
FSFI Desejo-Excitação	-.531	≤.01
FSFI Lubrificação	-.490	≤.01
FSFI Orgasmo	-.478	≤.01
FSFI Satisfação	-.691	≤.01
FSFI Dor	-.379	≤.01
FSFI total	-.648	≤.01

Nota. *Valores *p* obtidos por Pearson *r*.

Tabela 3

Características base das participantes

	Comunitária <i>N</i> =28	Clínica <i>N</i> =37	Valor <i>p</i> *
Idade			
<i>M</i>	57.27	57.27	.801
<i>DP</i>	4.25	5.1	
Posição Social	<i>n</i>	<i>n</i>	≤.002
<i>PS I</i>	2	2	
<i>PS II</i>	13	6	
<i>PS III</i>	10	9	
<i>PS IV</i>	3	19	
Anti-depressivos	6	8	.985

Nota. *Valores *p* obtidos por ANOVA e Qui-quadrado/Fisher; *M*=Média; *DP*=Desvio Padrão; *PS*=Posição Social.

A tabela seguinte (Tabela 4) apresenta a validade discriminante do ISS. Como se pode verificar o valor obtido é apenas marginalmente significativo (.05-.1).

Tabela 4

Validade discriminante para ISS

	Comunitária <i>M</i>	Clínica <i>M</i>	Valor <i>p</i> *
ISS	61.19	71.49	.086

Nota. *Valor *p* obtido por *t-student*; *M*=Média.

Discussão

No início do processo de validação do ISS, ao serem analisados os itens que o constituem, verificámos a existência de sérios desvios à normalidade que implicaram a exclusão de quatro itens (nomeadamente os itens 5, 15, 18 e 20). As causas subjacentes a esses desvios poderão teoricamente ser variadas.

Através de análise factorial evidenciou-se a existência de problemas com outro dos itens (nomeadamente item 13), o que levou também à sua exclusão. Após essa exclusão demonstrou-se a presença de uma estrutura unidimensional (como na escala original) com um modelo razoavelmente ajustado, considerando os índices observados. A correlação do erro de mensuração entre os itens 8 e 25 ($r=.11$) e os itens 7 e 9 ($r=.35$) da escala original justifica-se em razão da proximidade do seu conteúdo semântico-lexical. De salientar que a análise factorial confirmou a estrutura do instrumento originalmente obtida por correlação bisserial por ponto. Tal é importante dado que duas técnicas estatísticas diferentes encontraram resultados semelhantes.

Relativamente à fidelidade através do alfa de Cronbach o valor obtido na nossa amostra foi melhor que o obtido em qualquer das três amostras originais de construção do instrumento. Foram igualmente obtidos bons valores tanto na correlação inter-item média (que não foi calculada no instrumento original) como no leque das correlações inter-item corrigidas, no qual se obtiveram valores semelhantes aos da escala original.

Na validade convergente examinou-se a associação do ISS com o FSFI. Como se pode verificar a correlação entre o ISS e o FSFI atinge um valor moderado alto, como seria de esperar dado que teoricamente deverá uma sobreposição considerável entre os dois construtos (satisfação sexual e funcionamento sexual). O mesmo se passa a nível das dimensões do FSFI dado que é efectivamente na dimensão Satisfação do FSFI que se verifica a mais alta das correlações com o ISS, e é na dimensão Dor do FSFI que se verifica a mais baixa.

Na validade discriminante infelizmente o valor obtido foi apenas marginalmente significativo, o que atribuímos a se ter utilizado uma amostra muito restrita e específica de mulheres menopáusicas. Serão necessários estudos adicionais com amostras semelhantes à da construção original da escala para que fique inequivocamente demonstrada a capacidade da escala em diferenciar eficazmente população clínica de população não-clínica.

Devido à versão portuguesa da escala (ver Anexo B) ter mantido 80% dos itens da escala original continua a ser possível utilizar a fórmula $S=(\sum Xi-N)(100) / [(K-1)N]$, desde que o sujeito responda de facto a todos os 20 itens.

No processo de validação desta versão do ISS foi possível demonstrar a existência de propriedades psicométricas adequadas apesar do tamanho algo reduzido da nossa amostra. Caso se aumente o tamanho da amostra e a sua abrangência, as propriedades psicométricas da escala aqui demonstradas poderão melhorar ainda mais. Futuramente será necessário continuar o processo de validação através de outros procedimentos psicométricos (e.g., teste-reteste, validade divergente) e de outras amostras (validação cruzada). Tal como referiam Nunnally e Bernstein (1994) a validação de um instrumento psicométrico é um processo sempre inacabado.

Podemos concluir que processo de validação do ISS para a população feminina portuguesa pode ser considerado globalmente satisfatório dado que foi possível demonstrar a existência de propriedades psicométricas adequadas e semelhantes às do instrumento original. Os técnicos de saúde têm assim agora à sua disposição um instrumento de auto-resposta validado para avaliar a satisfação sexual em mulheres portuguesas.

Anexo A

Item

1. I feel that my partner enjoys our sex life.
 2. Our sex life is very exciting.
 3. Sex is fun for my partner and me.
 4. Sex with my partner has become a chore for me.
 5. I feel our sex life is dirty and disgusting.
 6. Our sex life is monotonous.
 7. When we have sex it is too rushed and hurriedly completed.
 8. I feel that my sex life is lacking in quality.
 9. My partner is sexually very exciting.
 10. I enjoy the sex techniques that my partner likes or uses.
 11. I feel that my partner wants too much sex from me.
 12. I think that our sex is wonderful.
 13. My partner dwells on sex too much.
 14. I try to avoid sexual contact with my partner.
 15. My partner is too rough or brutal when we have sex.
 16. My partner is a wonderful sex mate.
 17. I feel that sex is a normal function of our relationship.
 18. My partner does not want sex when I do.
 19. I feel that our sex life really adds a lot to our relationship.
 20. My partner seems to avoid sexual contact with me.
 21. It is easy for me to get sexually excited by my partner.
 22. I feel that my partner is sexually pleased with me.
 23. My partner is very sensitive to my sexual needs and desires.
 24. My partner does not satisfy me sexually.
 25. I feel that my sex life is boring.
-

Anexo B

Item

1. Sinto que o meu companheiro gosta da nossa vida sexual.
 2. A nossa vida sexual é muito excitante.
 3. O sexo é divertido para o meu companheiro e para mim.
 4. O sexo com o meu companheiro tornou-se para mim uma rotina.
 5. Sinto que o nosso sexo é sujo e desagradável. *
 6. A nossa vida sexual é monótona.
 7. Quando fazemos sexo é de forma demasiado apressada e rápida.
 8. Sinto que a minha vida sexual tem falta de qualidade.
 9. O meu companheiro é sexualmente muito excitante.
 10. Gosto das técnicas sexuais que o meu companheiro gosta ou usa.
 11. Sinto que o meu companheiro quer demasiado sexo de mim.
 12. Penso que o nosso sexo é maravilhoso.
 13. O meu companheiro insiste demasiado no sexo. *
 14. Tento evitar contacto sexual com o meu companheiro.
 15. O meu companheiro é demasiado rude ou bruto quando fazemos sexo. *
 16. O meu companheiro é um parceiro sexual maravilhoso.
-

(cont. →)

(← cont.)

Item

17. Sinto que o sexo é uma função normal do nosso relacionamento.
18. O meu companheiro não quer fazer sexo quando eu quero. *
19. Sinto que a nossa vida sexual é uma mais valia para o nosso relacionamento.
20. O meu companheiro parece evitar o contacto sexual comigo. *
21. É fácil para mim ficar sexualmente excitada com o meu companheiro.
22. Sinto que o meu companheiro está sexualmente contente comigo.
23. O meu companheiro é muito sensível às minhas necessidades e desejos sexuais.
24. O meu companheiro não me satisfaz sexualmente.
25. Sinto que a minha vida sexual é aborrecida.

Nota. * Itens excluídos na versão portuguesa

Referências

- Basson, R., Berman, J., Burnett, A., Derogatis, L., Ferguson, D., Fourcroy, J., et al. (2000). Report of the International Consensus Development Conference on Female Sexual Dysfunction: Definitions and classifications. *The Journal of Urology*, *163*, 888-893.
- Basson, R., Berman, J., Burnett, A., Derogatis, L., Ferguson, D., Fourcroy, J., et al. (2001). Report of the International Consensus Development Conference on Female Sexual Dysfunction: Definitions and classifications. *Journal of Sex and Marital Therapy*, *27*, 83-94.
- Clark, L., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, *7*(3), 309-319.
- Cortina, J. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, *78*(1), 98-104.
- Davidson, J., Darling, C., & Norton, L. (1995). Religiosity and the sexuality of women: Sexual behaviour and sexual satisfaction revisited. *The Journal of Sex Research*, *32*(3), 235-243.
- Davis, J., & Petretic-Jackson, P. (2000). The impact of childhood sexual abuse on adult interpersonal functioning: A review and synthesis of the empirical literature. *Aggression and Violent Behavior*, *5*, 291-328.
- DeLamater, J. (1991). Emotions and sexuality. In K. McKinney & S. Sprecher (Eds.), *Sexuality in close relationships* (pp. 49-70). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Diniz, A., & Almeida, L. (2005). Escala de Integração Social no Ensino Superior (EISES): Metodologia de construção e validação. *Análise Psicológica*, *23*(4), 461-476.
- Floyd, F., & Widaman, K. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, *7*(3), 286-299.
- Grapentine, T. (2000). Path analysis vs. structural equation modeling. *Marketing Research*, Fall, 3-11.
- Hoelter, J. M. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods and Research*, *11*, 325-344.
- 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), 1-55.
- Hudson, W. (1998). Index of Sexual Satisfaction. In C. Davis, W. Yarber, R. Bauserman, G. Schreer & S. Davis (Eds.), *Handbook of sexuality-related measures* (pp. 512-513). Thousand Oaks, California: Sage Publications.

- Hudson, W. (2000). Index of Sexual Satisfaction. In K. Corcoran & J. Fischer (Eds.), *Measures for clinical practice: A sourcebook* (3rd ed., vol. 2). New York: The Free Press.
- Hudson, W., Harrison, D., & Crosscup, P. (1981). A short-form scale to measure sexual discord in dyadic relationships. *The Journal of Sex Research*, 17(2), 157-174.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL8: Structural equation modelling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993a). *PRELIS2: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993b). *LISREL8: Structural equation modelling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL8: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.
- Kline, P. (2000). *The handbook of psychological testing*. London: Routledge.
- 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.
- Maroco, J. (2003). *Análise estatística com utilização do SPSS* (2ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Meston, C., & Derogatis, L. (2002). Validated instruments for assessing female sexual function. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 28, 155-164.
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Pechorro, P. (2006). *Funcionamento sexual e ciclo-de-vida em mulheres portuguesas*. Tese de Mestrado não publicada, Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Lisboa.
- Pechorro, P., Diniz, A., Almeida, S., & Vieira, R. (2009). Validação portuguesa do Índice de Funcionamento Sexual Feminino (FSFI). *Laboratório de Psicologia*, 7(1), 33-44.
- Rosen, R., Brown, C., Heiman, J., Leiblum, S., Meston, C., Shabsigh, R., et al. (2000). The Female Sexual Function Index (FSFI): A multidimensional self-report instrument for the assessment of female sexual function. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 26, 191-208.
- Satorra, A., & Bentler, P. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. Von Eye & C. Clogg (Eds.), *Latent variable analysis* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Ullman, J. B. (2000). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick, & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (4th ed., pp. 653-771). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Van de Vijver, F., & Hambleton, R. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1, 89-99.
- Wiederman, M. (2002). Reliability and validity of measurement. In M. Wiederman & B. Whitley (Eds.), *Handbook for conducting research on human sexuality* (pp. 25-50). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- World Health Organization. (1993). *Classificação de transtornos mentais e de comportamento da CID-10. Descrições clínicas e de diagnóstico*. Porto Alegre: Artes Médicas.