

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO**  
**FACULDADE DE MEDICINA DE RIBEIRÃO PRETO**  
**DEPARTAMENTO DE NEUROCIÊNCIAS E CIÊNCIAS DO COMPORTAMENTO**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM SAÚDE MENTAL**

CAROLINA DE MENESSES GAYA

**ESTUDO DE VALIDAÇÃO DE INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA  
TRANSTORNOS DEPRESSIVOS, ABUSO E DEPENDÊNCIA DE ÁLCOOL E  
TABACO**

**RIBEIRÃO PRETO – SP**  
**2011**

CAROLINA DE MENESSES GAYA

**ESTUDO DE VALIDAÇÃO DE INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA  
TRANSTORNOS DEPRESSIVOS, ABUSO E DEPENDÊNCIA DE ÁLCOOL E  
TABACO**

Tese apresentada à Faculdade de Medicina de  
Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo para a  
obtenção do título de Doutor em Ciências Médicas.

Área de Concentração: Saúde Mental.

Orientador: Prof. Titular Antonio Waldo Zuardi

RIBEIRÃO PRETO - SP  
2011

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

#### **FICHA CATALOGRÁFICA**

Meneses-Gaya, Carolina de

Estudo de validação de instrumentos de rastreamento para transtornos depressivos, abuso e dependência de álcool e tabaco, 2011.

181 p. : il. ; 30 cm

Tese de Doutorado, apresentada à Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto/USP. Área de concentração: Saúde Mental.

Orientador: Antonio Waldo Zuardi.

1. Instrumentos de rastreamento. 2. Transtornos depressivos.
3. Dependência de nicotina. 4. Transtornos relacionados ao uso de álcool.

## **FOLHA DE APROVAÇÃO**

Carolina de Meneses Gaya

**Estudo de validação de instrumentos de rastreamento para transtornos depressivos, abuso e dependência de álcool e tabaco.**

Tese apresentada à Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo para a obtenção do título de Doutor em Saúde Mental.

Área de concentração: Saúde Mental.

Aprovado em: \_\_\_\_\_ / \_\_\_\_\_ / \_\_\_\_\_

### **Banca Examinadora**

Prof. Dr. \_\_\_\_\_

Instituição: \_\_\_\_\_ Assinatura: \_\_\_\_\_

**DEDICO** este trabalho aos meus pais, *Eurípedes e Ana Lúcia*, pelo amor e apoio incondicional ao longo da minha vida. Ao meu amado marido, *Alexander*, companheiro dedicado e compreensivo, que me faz muito feliz. Ao meu querido irmão, *Juliano*, exemplo de amor, perseverança e dedicação, e a minha irmã e melhor amiga, *Júlia*.

## **AGRADECIMENTOS**

Aos meus orientadores Prof. Dr. Antonio Waldo Zuardi e Prof. Dr. José Alexandre de Souza Crippa, pela disponibilidade, compreensão e apoio decisivo para a concretização deste estudo. Os meus especiais agradecimentos pela oportunidade, pelos ensinamentos e pelos exemplos de postura na profissão e na vida.

À Prof.<sup>a</sup> Dra. Sonia Regina Loureiro, pelos ensinamentos e pela ajuda no desenvolvimento desta pesquisa.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo - FAPESP, pela oportunidade proporcionada pela bolsa concedida.

Aos funcionários do Programa de Pós-Graduação em Saúde Mental da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, em especial a Ivana, pela prontidão e disponibilidade.

Aos colegas da pós-graduação, pelo companheirismo e pelas contribuições durante todos esses anos.

Às minhas amigas Ana Vilela, Danielle Chaves e Tatiana Nakabayashi, parceiras e incentivadoras em todos os momentos. Obrigada pelo carinho e por toda a dedicação.

À minha colaboradora Evelise, pela valiosa contribuição na coleta de dados e pela agradável convivência.

Ao Roberto Molina de Souza, por todo o auxílio quanto à análise estatística.

À minha família e aos meus amigos pelo apoio e compreensão ao longo dessa longa jornada.

Por fim, agradeço a todos os participantes do estudo que se disponibilizaram a colaborar com a pesquisa.

## RESUMO

MENESES-GAYA, C. **Estudo de validação de instrumentos de rastreamento para transtornos depressivos, abuso e dependência de álcool e tabaco.** 2011. 181f. Tese (Doutorado) – Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, 2011.

Os transtornos depressivos, a dependência de tabaco e os transtornos relacionados ao uso de álcool (TRUA) são altamente prevalentes e estão associados a diversas comorbidades. Todavia, permanecem subdiagnosticados e subtratados em diversos contextos de saúde. Dessa forma, o presente estudo teve por objetivos: a) avaliar parâmetros de fidedignidade e validade de instrumentos de rastreamento para transtornos depressivos (*Patient Health Questionnaire - two items* [PHQ-2] e *Well-Being Index - five items* [WHO-5]), dependência de tabaco (*Fagerström Test for Nicotine Dependence* [FTND] e *Heaviness of Smoking Index* [HSI]) e de álcool (*Fast Alcohol Screening Test* [FAST], CAGE, *Alcohol Use Disorders Identification Test* [AUDIT] e suas versões breves); b) realizar a análise fatorial do WHO-5, FTND e do AUDIT; c) avaliar a comorbidade entre os transtornos supracitados. Participaram dos estudos da fidedignidade teste-reteste 429 universitários e da fidedignidade interavaliadores 41 pacientes do Centro de Atenção Psicossocial - Álcool e Drogas (CAPS-AD). Os estudos da validade preditiva, consistência interna, comorbidade e análise fatorial utilizaram uma amostra de 530 pacientes do Pronto Socorro e do CAPS-AD. A fidedignidade foi estimada por meio do *kappa* e do coeficiente de correlação intraclasse (CCI). Nos estudos da validade preditiva, a SCID-CV foi a medida diagnóstica comparativa, sendo calculadas as áreas sob a curva ROC (ASC), sensibilidades, especificidades, acurárias, valores preditivos positivos e negativos dos instrumentos. A validade concorrente foi examinada pelo coeficiente de *Spearman*. O coeficiente alfa de *cronbach* foi utilizado para aferir a consistência interna. A análise fatorial exploratória foi realizada segundo os critérios de Kaiser. As comorbidades foram avaliadas por meio da regressão logística - *odds ratios* brutos e ajustados. O nível de significância foi de  $p < 0,05$ , com intervalo de confiança de 95%. O PHQ-2 e do WHO-5

apresentaram altos índices de fidedignidade ( $>0,98$ ). Exibiram, também, consistências internas elevadas (0,76 e 0,78, respectivamente). O WHO-5 obteve uma ASC de 0,89; sensibilidade de 0,85 e especificidade de 0,81 no ponto de corte nove. O PHQ-2 apresentou uma ASC de 0,86; sensibilidade de 0,74 e especificidade de 0,87 no ponto de corte três. O WHO-5 exibiu um único fator que explicou 51% da variância dos dados. Os estudos da fidedignidade do FTND resultaram em altos CCI (0,92 no teste-reteste e 0,99 no interavaliadores). Na análise fatorial, o FTND exibiu dois fatores. A consistência interna do FTND foi elevada (0,83), já a do HSI esteve abaixo do recomendado (0,56). O FTND e o HSI apresentaram elevados valores de sensibilidade, especificidade e acurácia. O AUDIT e suas versões abreviadas apresentaram consistências internas entre 0,83 e 0,94. No estudo da validade preditiva, esses instrumentos exibiram ASC entre 0,92 a 0,96, com índices de sensibilidade entre 0,84 e 0,93; e de especificidade de 0,83 a 0,94 para rastrear TRUA. A menor versão, o AUDIT-3 obteve excelentes resultados. No estudo da validade concorrente, observaram-se correlações expressivas entre as versões breves e o AUDIT (0,91 - 0,99). Em todas as avaliações o CAGE apresentou valores satisfatórios, porém inferiores aos das versões breves do AUDIT. Os resultados obtidos confirmam a validade e a confiabilidade das versões brasileiras do WHO-5, PHQ-2, FTND e do HSI, assim como, a eficácia de todas as versões breves do AUDIT, demonstrando que suas propriedades psicométricas são tão satisfatórias quanto às do instrumento completo e superiores as do CAGE. Portanto, o emprego desses instrumentos encontra apoio em sua viabilidade e sua validade, incentivando a sua utilização tanto na prática clínica diária como em pesquisas. Observou-se, neste estudo, que o tabagismo e o abuso e dependência do álcool são importantes preditores de transtornos depressivos e que os dependentes de álcool mostraram quatro vezes mais chance de serem tabagistas.

**Palavras-chave:** Instrumentos de Rastreamento; Transtornos Depressivos; Dependência de Nicotina; Transtornos Relacionados ao Uso de Álcool.

## **ABSTRACT**

MENESES-GAYA, C. **Validation of screening instruments for depressive disorders and alcohol and tobacco dependence and abuse.** 2011. 181f. PhD Thesis – Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, 2011.

Depressive disorders, tobacco dependence, and alcohol-related disorders (ARD) are highly prevalent and are associated with several comorbidities. Nonetheless, they are still under-diagnosed and under-treated in many health settings. Therefore, this study was aimed at (1) assessing reliability and validity parameters of screening instruments for depressive disorders (Patient Health Questionnaire – 2 [PHQ-2] and Well-Being Index – 5 [WHO-5]), tobacco dependence (Fagerström Test for Nicotine Dependence [FTND] and Heaviness of Smoking Index [HSI]), and alcohol dependence (Fast Alcohol Screening Test [FAST], CAGE, Alcohol Use Disorders Identification Test [AUDIT] and their brief versions); (2) performing the factorial analysis of the WHO-5, FTND, and AUDIT; and (3) assessing the comorbidity between the above-mentioned disorders. The test-retest reliability study involved 429 university students and the inter-rater reliability study included 41 patients of a Center for Psychosocial Attention – Alcohol and Drugs (CAPS-AD, in the Portuguese acronym). The assessment of the predictive validity, internal consistency, comorbidity, and factorial analysis involved a sample of 530 patients of an emergency unit and the CAPS-AD. Reliability was estimated by means of kappa and interclass correlation (ICC) coefficients. In the predictive validity studies, the SCID-CV was used as the comparison diagnostic measure, with calculation of the areas under the ROC curve (AUC), sensitivity, specificity, accuracy, and positive and negative predictive values of the instruments. Concurrent validity was assessed using Spearman's coefficient. Cronbach's alpha coefficient was used to assess internal consistency. The exploratory factorial analysis was conducted according to Kaiser's criteria. Comorbidities were analyzed by logistic regression – raw and adjusted odds ratio. The level of statistical significance was set at  $p < 0.05$ , with a 95% confidence interval. The PHQ-2 and WHO-5 had high levels of reliability ( $> 0.98$ ) and internal consistency (0.76 and 0.78,

respectively). The WHO-5 had an AUC of 0.89; sensitivity of 0.85; and specificity of 0.81 for a cut-off of 9. The PHQ-2 had an AUC of 0.86; sensitivity of 0.74; and specificity of 0.87 for a cut-off of 3. The WHO-5 yielded one single factor, which explained 51% of the data variance. The reliability study of the FTND provided high ICC coefficients (0.92 for test-retest and 0.99 for inter-rater). In the factorial analysis, the FTND yielded two factors. The internal consistency of the FTND was high (0.83), but that of the HIS was below recommended levels (0.56). The FTND and the HIS had high indices of sensitivity, specificity, and accuracy. The AUDIT and its brief versions had internal consistency values between 0.83 and 0.94. In the study of predictive validity, these instruments had AUC between 0.92 and 0.96, with sensitivity levels between 0.84 and 0.93 and specificity levels ranging from 0.83 and 0.94 for the screening of ARD. The shortest version of the AUDIT (AUDIT-3) had excellent results. In the assessment of concurrent validity, expressive correlations were found between the AUDIT and its brief versions (0.91-0.99). In all analyses, the CAGE had satisfactory results, although inferior to those of the brief versions of the AUDIT. The results confirm the validity and reliability of the Brazilian versions of the WHO-5, PHQ-2, FTND, and HIS, as well as the efficacy of all the brief versions of the AUDIT, demonstrating that their psychometric qualities are as satisfactory as those of the full version of the instrument and superior to those of the CAGE. Therefore, the use of these instruments is supported by their viability and validity, which encourage their use in routine clinical practice and research settings. The results also showed that smoking and alcohol abuse and dependence are important predictors of depressive disorders and that alcoholics had a fourfold higher chance of being smokers.

**Keywords:** Screening Instruments; Depressive Disorders; Nicotine Dependence; Alcohol-Related Disorders

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Variáveis sociodemográficas das amostras incluídas nos estudos de validação do AUDIT.....	43
Tabela 2 -	Sensibilidade, especificidade, valor preditivo positivo, valor preditivo negativo e áreas sob a curva ROC dos estudos do AUDIT e de suas versões abreviadas.....	47
Tabela 3 -	Caracterização sociodemográfica da amostra total incluída nos estudos da fidedignidade teste-reteste.....	66
Tabela 4 -	Caracterização sociodemográfica da amostra total incluída nos estudos da fidedignidade interavaliadores.....	67
Tabela 5 -	Caracterização sociodemográfica da amostra total incluída nos estudos da validade, consistência interna e análise fatorial.....	68
Tabela 6 -	Caracterização sociodemográfica da amostra incluída e excluída no estudo da fidedignidade teste-reteste do FTND.....	69
Tabela 7 -	Caracterização sociodemográfica da amostra incluída e excluída no estudo da fidedignidade interavaliadores do FTND.....	71
Tabela 8 -	Caracterização sociodemográfica da amostra incluída e excluída no estudo da validade preditiva e da consistência interna do FTND e HSI .....	72
Tabela 9 -	Prevalência de transtornos depressivos na amostra do PS e do CAPS-AD, segundo o diagnóstico da SCID.....	74
Tabela 10 -	Prevalência de TRUA na amostra do PS e do CAPS-AD, segundo o diagnóstico da SCID.....	74
Tabela 11 -	Contagem e resultados da regressão logística para os transtornos depressivos, segundo algumas variáveis explicativas.....	76
Tabela 12 -	Contagem e resultados da regressão logística para a variável TRUA, segundo algumas variáveis explicativas.....	78
Tabela 13 -	Contagem e resultados da regressão logística para a variável de dependência de nicotina, segundo algumas variáveis explicativas.....	80

Tabela 14 -	Pontos de corte e desempenho do PHQ-2 para rastrear transtornos depressivos.....	83
Tabela 15 -	Análise Fatorial do WHO-5 aplicado em uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD. ....	84
Tabela 16 -	Análise Fatorial: Cargas fatoriais para itens individuais do WHO-5.....	84
Tabela 17 -	Pontos de cortes e desempenho do WHO-5 para rastrear transtornos depressivos.....	85
Tabela 18 -	Coeficientes <i>kappa</i> para cada questão do FTND aplicado em uma amostra de 61 fumantes universitários.....	86
Tabela 19 -	Coeficientes <i>kappa</i> para cada questão do FTND aplicado em uma amostra de 30 fumantes do CAPS-AD. ....	87
Tabela 20 -	Análise Fatorial do FTND aplicado em uma amostra de 271 fumantes do PS e do CAPS-AD.....	87
Tabela 21 -	Análise factorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do FTND. ...	88
Tabela 22 -	Pontos de cortes e desempenho do FTND para rastrear dependência de nicotina.....	89
Tabela 23 -	Pontos de corte e desempenho do HSI para rastrear dependência de nicotina.....	91
Tabela 24 -	Coeficientes <i>kappa</i> para as questões do AUDIT aplicado em uma amostra de 40 pacientes do CAPS-AD. ....	92
Tabela 25 -	Análise Fatorial do AUDIT aplicado em uma amostra de pacientes do PS e do CAPS-AD. ....	92
Tabela 26 -	Análise Fatorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do AUDIT.....	93
Tabela 27 -	Alfa de cronbach do AUDIT e de suas versões breves. ....	93
Tabela 28 -	Pontos de cortes e desempenho do AUDIT para rastrear abuso de álcool.....	95
Tabela 29 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT para rastrear de dependência de álcool. ....	97
Tabela 30 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT para rastrear TRUA.....	99
Tabela 31 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-3 para rastrear de abuso de álcool.....	100

Tabela 32 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-3 para rastrear dependência de álcool.....	101
Tabela 33 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-3 para rastrear TRUA.....	102
Tabela 34 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-C para rastrear abuso de álcool.....	104
Tabela 35 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-C para rastrear dependência de álcool.....	105
Tabela 36 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-C para rastrear TRUA.....	106
Tabela 37 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-PC para rastrear abuso de álcool.....	108
Tabela 38 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-PC para rastrear dependência de álcool.....	110
Tabela 39 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-PC para rastrear TRUA.....	112
Tabela 40 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-QF para rastrear abuso de álcool.....	113
Tabela 41 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-QF para rastrear dependência de álcool.....	114
Tabela 42 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-QF para rastrear TRUA. ....	115
Tabela 43 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-4 para rastrear abuso de álcool.....	117
Tabela 44 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-4 para rastrear dependência de álcool.....	118
Tabela 45 -	Pontos de corte e desempenho do AUDIT-4 para rastrear TRUA.....	119
Tabela 46 -	Pontos de corte e desempenho do <i>Five-Shot</i> para rastrear abuso de álcool.....	121
Tabela 47 -	Pontos de corte e desempenho do <i>Five-Shot</i> para rastrear dependência de álcool.....	122
Tabela 48 -	Pontos de corte e desempenho do <i>Five-Shot</i> para rastrear TRUA.....	123
Tabela 49 -	Coeficientes <i>kappa</i> para cada questão do FAST aplicado em uma amostra de 429 estudantes universitários.....	124
Tabela 50 -	Análise Fatorial do FAST aplicado em uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD. ....	125

Tabela 51 -	Análise Fatorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do FAST ...	125
Tabela 52 -	Pontos de corte e desempenho do FAST para rastrear abuso de álcool.....	126
Tabela 53 -	Pontos de corte e desempenho do FAST para rastrear dependência de álcool .....	128
Tabela 54 -	Pontos de corte e desempenho do FAST para rastrear TRUA.....	129
Tabela 55 -	Coeficientes <i>kappa</i> para cada questão do CAGE aplicado em uma amostra de 429 estudantes universitários.....	130
Tabela 56 -	Análise Fatorial do CAGE aplicado em uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD .....	130
Tabela 57 -	Análise Fatorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do CAGE.....	131
Tabela 58 -	Pontos de corte e desempenho do CAGE para rastrear abuso de álcool.....	132
Tabela 59 -	Pontos de corte e desempenho do CAGE para rastrear dependência de álcool .....	133
Tabela 60 -	Pontos de corte e desempenho do CAGE para rastrear TRUA. ....	134
Tabela 61 -	Pontos de corte recomendados e desempenho dos instrumentos de rastreamento para abuso, dependência e TRUA. ....	135
Tabela 62 -	Coeficientes de correlação das versões breves do AUDIT e do CAGE, em relação ao AUDIT. ....	137

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 -	Curva ROC do PHQ-2 em relação ao diagnóstico de transtorno depressivo avaliado pela SCID.....	82
Figura 2 -	Curva ROC do WHO-5 em relação ao diagnóstico de transtorno depressivo avaliado pela SCID.....	85
Figura 3 -	Curva ROC do FTND em relação ao diagnóstico de dependência de nicotina avaliado pela SCID. ....	89
Figura 4 -	Curva ROC do HSI em relação ao diagnóstico de dependência de nicotina avaliado pela SCID. ....	90
Figura 5 -	Curva ROC do AUDIT como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	94
Figura 6 -	Curva ROC do AUDIT como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	96
Figura 7 -	Curva ROC do AUDIT como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID. ....	98
Figura 8 -	Curva ROC do AUDIT-3 como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	100
Figura 9 -	Curva ROC do AUDIT-3 como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	101
Figura 10 -	Curva ROC do AUDIT como instrumento de rastreamento de indicadores de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.....	102
Figura 11 -	Curva ROC do AUDIT-C como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	103
Figura 12 -	Curva ROC do AUDIT-C como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	104
Figura 13 -	Curva ROC do AUDIT-C como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID. ....	106
Figura 14 -	Curva ROC do AUDIT-PC como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	107

Figura 15 -	Curva ROC do AUDIT-PC como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	109
Figura 16 -	Curva ROC do AUDIT-PC como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID. ....	111
Figura 17 -	Curva ROC do AUDIT-QF como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	113
Figura 18 -	Curva ROC do AUDIT-QF como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	114
Figura 19 -	Curva ROC do AUDIT-QF como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID. ....	115
Figura 20 -	Curva ROC do AUDIT-4 como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	116
Figura 21 -	Curva ROC do AUDIT-4 como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	117
Figura 22 -	Curva ROC do AUDIT-4 como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID. ....	119
Figura 23 -	Curva ROC do <i>Five-Shot</i> como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	120
Figura 24 -	Curva ROC do <i>Five-Shot</i> como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	121
Figura 25 -	Curva ROC do <i>Five-Shot</i> como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID. ....	123
Figura 26 -	Curva ROC do FAST como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	126
Figura 27 -	Curva ROC do FAST como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	127
Figura 28 -	Curva ROC do FAST como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID. ....	128
Figura 29 -	Curva ROC do CAGE como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	131
Figura 30 -	Curva ROC do CAGE como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID. ....	132
Figura 31 -	Curva ROC do CAGE como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID. ....	133

Figura 32 -	Curvas ROC dos instrumentos de rastreamento para abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.....	136
Figura 35 -	Curvas ROC dos instrumentos de rastreamento para dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.....	136
Figura 34 -	Curvas ROC dos instrumentos de rastreamento para TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.....	137

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

Ac	Acurácia
ASC	Área sob a curva ROC
AUDADIS	<i>Alcohol Use Disorder and Associated Disabilities Interview Schedule</i>
AUDADIS-IV	<i>Alcohol Use Disorder and Associated Disabilities Interview Schedule - Fourth Edition</i>
AUDIT	<i>Alcohol Use Disorders Identification Test</i>
CAPS-AD	Centro de Atenção Psicossocial - Álcool e Drogas
CCI	Coeficiente de correlação intraclasse
CCSEB	Critério de Classificação Socioeconômica do Brasil
CID-10	Classificação Internacional de Doenças - Décima Edição
CIDI	<i>Composite International Diagnostic Interview</i>
DP	Desvio padrão
DSM-III	<i>Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders – 3th edition - Manual Diagnóstico e Estatístico de Doenças Mentais - Terceira Edição</i>
DSM-III-R	<i>Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-Third Edition Revised - Manual Diagnóstico e Estatístico de Doenças Mentais -Terceira Edição Revisada</i>
DSM-IV	<i>Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders – 4th edition - Manual Diagnóstico e Estatístico de Doenças Mentais - Quarta Edição</i>
E	Especificidade
EP	Erro padrão
FAST	<i>Fast Alcohol Screening Test</i>
FTND	<i>Fagerström Test for Nicotine Dependence</i>
FTQ	<i>Fagerström Tolerance Questionnaire</i>
HCRP	Hospital das Clínicas de Ribeirão Preto
HSI	<i>Heaviness of Smoking Index</i>
IC	Intervalo de confiança
KMO	<i>Kaiser-Meyer-Olkin</i>

OR	<i>Odds ratios</i>
PHQ	<i>Patient Health Questionnaire</i>
PHQ-2	<i>Patient Health Questionnaire - two itens</i>
PS	Pronto Socorro
ROC	<i>Receiving Operating Characteristics</i>
S	Sensibilidade
SCID	<i>Structured Clinical Interview for DSM-IV Disorders</i> - Entrevista Clínica Estruturada para o DSM-IV
SCID-CV	<i>Structured Clinical Interview for DSM-IV Disorders – Clinician Version</i> - Entrevista Clínica Estruturada para o DSM-IV – Versão Clínica
SPSS	<i>Statistical Package for the Social Sciences</i> - Pacote estatístico para as ciências sociais
TCLE	Termo de consentimento livre e esclarecido
TRUA	Transtornos relacionados ao uso de álcool
UNIFRAN	Universidade de Franca
VPN	Valor preditivo negativo
VPP	Valor preditivo positive
WHO	<i>World Health Organization</i> - Organização Mundial de Saúde
WHO-5	<i>Well-Being Index - five itens</i>

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>23</b>
1.1 TRANSTORNOS DEPRESSIVOS.....	23
1.2 SÍNDROME DE DEPENDÊNCIA DE NICOTINA .....	25
1.3 TRANSTORNOS RELACIONADOS AO USO DE ÁLCOOL (TRUA) .....	27
1.4 INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO .....	29
1.4.1 Qualidades psicométricas .....	29
1.4.2 <i>Patient Health Questionnaire - Two Items</i> (PHQ-2).....	31
1.4.3 <i>Well-Being Index-5</i> (WHO-5) .....	32
1.4.4 <i>Fagerström Test for Nicotine Dependence Test</i> (FTND) e <i>Heaviness of Smoking Index</i> (HIS) .....	34
1.4.5 <i>Alcohol Use Disorders Identification Test</i> (AUDIT) .....	36
1.4.5.1 Características do AUDIT em populações específicas.....	37
1.4.5.2 Comparabilidade do AUDIT com outras medidas de rastreamento do álcool .....	39
1.4.5.3 Fidedignidade do AUDIT .....	40
1.4.5.4 Análise Fatorial .....	41
1.4.5.5 Propriedades psicométricas das versões traduzidas .....	42
1.4.5.6 Formas de administração e análise do AUDIT .....	44
1.4.5.7 Versões abreviadas do AUDIT .....	44
<b>2 OBJETIVO GERAL .....</b>	<b>50</b>
2.1 OBJETIVOS ESPECÍFICOS .....	50
<b>3 MÉTODO .....</b>	<b>53</b>
3.1 CARACTERIZAÇÃO DOS LOCAIS DOS ESTUDOS .....	53
3.2 PARTICIPANTES .....	54
3.3 INSTRUMENTOS .....	55
3.3.1 <i>Patient Health Questionnaire - Two items</i> (PHQ-2) .....	55
3.3.2 <i>Well-Being Index-5</i> (WHO-5 - Versão 1).....	55
3.3.3 <i>Fagerström Test for Nicotine Dependence</i> (FTND) .....	55
3.3.4 <i>Heaviness of Smoking Index</i> (HIS).....	56
3.3.5 <i>Alcohol Use Disorders Identification Test</i> (AUDIT) .....	56

3.3.6 <i>Fast Alcohol Screening Test</i> (FAST) .....	57
3.3.7 CAGE .....	57
3.3.8 Entrevista Clínica Estruturada para os Transtornos do DSM-IV – Versão Clínica .....	58
3.3.9 Questionário de Identificação .....	59
3.4 PROCEDIMENTOS.....	59
3.4.1 Tradução e adaptação do FAST para o português .....	59
3.4.2 Treinamento dos avaliadores .....	60
3.4.3 Coleta de dados.....	60
3.4.4 Tratamento dos dados .....	62
3.5 ASPECTOS ÉTICOS .....	63
<b>4 RESULTADOS .....</b>	<b>65</b>
4.1 CARACTERIZAÇÃO SOCIODEMOGRÁFICA DAS AMOSTRAS.....	65
4.1.1 Amostra de sujeitos dos estudos da fidedignidade teste-reteste .....	65
4.1.2 Amostra de sujeitos dos estudos da fidedignidade interavaliadores.....	66
4.1.3 Amostra de sujeitos dos estudos da validade, consistência interna e análise fatorial .....	68
4.1.4 Amostra de sujeitos do estudo da fidedignidade teste-reteste do FTND.....	69
4.1.5 Amostra de sujeitos do estudo da fidedignidade interavaliadores do FTND .....	70
4.1.6 Amostra de sujeitos dos estudos da validade preditiva, consistência interna e análise fatorial do FTND e do HSI.....	72
4.2 PREVALÊNCIAS DOS TRANSTORNOS NA AMOSTRA.....	73
4.3 ESTUDO DA COMORBIDADE .....	75
4.4 AVALIAÇÃO DOS INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA TRANSTORNOS DEPRESSIVOS.....	81
4.4.1 <i>Patient Health Questionnaire - two itens</i> (PHQ-2) .....	81
4.4.2 <i>Well-Being Index - five itens</i> (WHO-5 – Versão 1).....	83
4.5 AVALIAÇÃO DOS INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA DEPENDÊNCIA DE NICOTINA.....	86
4.5.1 <i>Fagerström Test for Nicotine Dependence</i> (FTND) .....	86
4.5.2 <i>Heaviness of Smoking Index</i> (HIS).....	90
4.6 AVALIAÇÃO DOS INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO DE ABUSO E DEPENDÊNCIA DE ÁLCOOL.....	91
4.6.1 <i>Alcohol Use Disorders Identification Test</i> (AUDIT) .....	91
4.6.2 AUDIT-3 .....	100
4.6.3 AUDIT-C.....	103
4.6.4 AUDIT-PC .....	107
4.6.5 AUDIT-QF .....	112

4.6.6 AUDIT-4 .....	116
4.6.7 <i>Five-Shot</i> .....	120
4.6.8 <i>Fast Alcohol Screening Test (FAST)</i> .....	124
4.6.9 CAGE .....	129
4.6.10 Principais pontos de corte e desempenho dos instrumentos de rastreamento para TRUA.....	134
4.6.11 Validade Concorrente .....	137
<b>5 DISCUSSÃO .....</b>	<b>139</b>
5.1 PREVALÊNCIAS DOS TRANSTORNOS NA AMOSTRA.....	139
5.2 COMORBIDADES .....	140
5.3 INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA TRANSTORNOS DEPRESSIVOS....	141
5.4 INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA DEPENDÊNCIA DE NICOTINA	143
5.5 INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA TRUA .....	145
5.6 LIMITAÇÕES DO ESTUDO .....	148
<b>6 CONCLUSÕES.....</b>	<b>150</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>153</b>
<b>ANEXOS .....</b>	<b>169</b>

## **ARTIGOS PUBLICADOS RELACIONADOS À TESE**

## Introdução

---

## 1 INTRODUÇÃO

Os transtornos depressivos, a síndrome de dependência de tabaco e os transtornos relacionados ao uso de álcool (TRUA) são reconhecidos como uns dos maiores problemas de saúde pública do mundo atual. Verifica-se que um número significativo de pacientes atendidos em serviços de saúde apresenta problemas relacionados a essas patologias que, frequentemente, estão associadas (Ronzani et al., 2005).

Constata-se que muitas pessoas deprimidas fazem uso constante de cigarros e bebidas alcoólicas, assim como muitos usuários dessas substâncias desenvolvem transtornos depressivos (Dawson et al., 2005a). De fato, estudos revelam uma maior prevalência da dependência de álcool e nicotina em indivíduos com depressão (Murray e Lopez, 1997).

Entende-se que a comorbidade entre esses transtornos tem importância expressiva nos contextos de tratamento, uma vez que os transtornos depressivos podem contribuir significativamente nas recaídas e no fracasso da tentativa de parar de beber ou de fumar. Por outro lado, a cessação do consumo dessas substâncias pode facilitar o desenvolvimento de episódios depressivos (Malbergier e Oliveira, 2005).

Em decorrência disso, cada vez mais é enfatizada a importância de detectar doenças precocemente e de reconhecer os fatores de riscos significativos para o desenvolvimento de doenças como um primeiro passo para a prevenção ou tratamento. Uma das estratégias recomendadas para atingir esses objetivos é a utilização de instrumentos de rastreamento adequados, de rápida e fácil aplicação e que apresentem coeficientes de fidedignidade e de validade significativos para os objetivos que se pretende alcançar (Gilbody et al., 2003; Rutman et al., 2008).

### 1.1 TRANSTORNOS DEPRESSIVOS

Os transtornos depressivos são altamente prevalentes e estão, comumente, associados à deterioração generalizada da vida dos indivíduos (Murray e Lopez, 1997).

Os sintomas da depressão interferem drasticamente na qualidade de vida, além de acarretarem elevados prejuízos sociais - perda da produtividade, declínio funcional, afastamento do trabalho, maior procura de atendimentos médicos e internações mais prolongadas (McQuaid, 1999; Meldon et al., 1997).

Observa-se que os episódios depressivos, quando não tratados, podem desencadear diversos comportamentos de risco, como o uso drogas e suicídio. De fato, constata-se que o percentual de suicídio, nessa população, é significativamente maior que o da população geral (Biros et al., 2009).

De acordo com os critérios do DSM-IV, o diagnóstico de episódio depressivo maior é realizado a partir dos sintomas - humor deprimido na maior parte do tempo; perda do interesse ou prazer em atividades anteriormente agradáveis; sentimento de inutilidade ou culpa inadequada; perda da confiança ou da autoestima; dificuldade de concentração; fadiga ou perda de energia; distúrbios do sono; agitação ou retardo psicomotor; perda ou ganho significativo de peso; ideias recorrentes de morte ou suicídio. Desse modo, o diagnóstico é efetivado se cinco ou mais sintomas estiveram presentes durante duas ou mais semanas, incluindo, necessariamente, humor deprimido ou anedônia.

Convém ressaltar que cerca de 80% dos indivíduos que apresentam um episódio depressivo maior sofrerão outro ao longo de suas vidas. Aproximadamente 12% desses padecerão de depressão crônica sem remissão dos sintomas (Vorcaro, 2002).

O segundo episódio depressivo, após um período livre ou parcialmente livre de sintomas, é denominado recorrente, sendo classificado como transtorno depressivo recorrente, pelo CID-10, e transtorno depressivo maior recorrente, pelo DSM-IV.

Outro transtorno depressivo é a distimia, que apresenta uma menor intensidade de sintomas, presentes por pelo menos dois anos com períodos curtos e ocasionais de bem-estar. Para o seu diagnóstico, deve-se constatar além do humor deprimido, a presença de até três dos sintomas anteriormente apresentados (WHO, 1993).

Os transtornos depressivos são umas das enfermidades mais comuns nos centros de saúde (Kessler et al., 2003 e Paykel et al., 1997). Pesquisas revelam prevalências superiores a 10% nos centros de atenção primária, chegando a 33% nos hospitais gerais (Jenkins et al., 1997 e Kumar et al., 2004).

Destaca-se que um estudo realizado com pacientes adultos de diversos serviços de emergência da América Latina (incluindo o Brasil) constatou índices entre 23% e 35% de episódio depressivo maior, segundo os critérios do DSM-IV (Castilla-Puentes et al., 2008). No Brasil, pesquisas em centros de atenção primária encontraram frequências entre 38 e 56%,

demonstrando a importância do rastreamento constante da população assistida (Coelho e Almeida-Filho, 2002; Conill, 2008).

Consequentemente, a Organização Mundial de Saúde enfatizou a necessidade da identificação e do tratamento precoce da depressão nos serviços de saúde primária (WHO, 2001). A triagem dos transtornos depressivos nesses serviços pode, muitas vezes, ser a única possibilidade de avaliação e tratamento desses transtornos, visto que a população, frequentemente, não busca ou tem pouco acesso a serviços especializados (Johnson et al., 1992; Piccoloto et al., 2001; Fleck et al., 2003).

Entretanto, os transtornos depressivos ainda são subdiagnosticados e subtratados nos serviços de saúde (Dula e DeNaples, 1995; Gilbody et al., 2003). Estudos revelam que cerca de 50% dos casos que chegam aos centros de atenção primária não são detectados ou diagnosticados corretamente pelos profissionais de saúde (McQuaid et al., 1999; Piccoloto et al., 2001; Fleck et al., 2003).

Deve-se considerar que diversos fatores interferem e prejudicam o reconhecimento da depressão. Verifica-se que uma parte significativa da população apresenta preconceitos e falta de informação em relação à etiologia, sintomatologia e tratamentos existentes. Além disso, muitos profissionais de saúde têm dificuldades de reconhecer os sintomas, como também de abordar os pacientes sobre os transtornos depressivos, já que nem sempre tiveram uma formação adequada para tratar sujeitos com transtornos psiquiátricos. Outro agravante é a grande demanda de atendimentos nos serviços de saúde, que impõe a necessidade de atendimentos rápidos (Simon, 2000; Dawson e Tylee, 2001; Fleck et al., 2003; Rutman et al., 2008).

Nesse contexto, torna-se inviável a utilização de instrumentos de rastreamento complexos e demorados. Esses serviços de saúde necessitam de instrumentos eficazes, breves e de fácil administração, para assim triar os pacientes que precisem de uma avaliação diagnóstica (Rutman et al., 2008).

## 1.2 SÍNDROME DE DEPENDÊNCIA DE NICOTINA

Sabe-se que a expectativa de vida de um fumante é significativamente menor que a de um não fumante. Consequentemente estima-se que, no século passado, cerca de 100

milhões de pessoas morreram de doenças originadas pela dependência de nicotina. No Brasil, a previsão anual é de 80 mil mortes precoces em virtude desse vício (Rocha, 2006).

A queima de cigarro produz monóxido de carbono e diversas substâncias que alteram a oxigenação dos tecidos. Libera uma amina terciária volátil capaz de estimular, deprimir ou perturbar o sistema nervoso central. Além disso, produz a nicotina – substância responsável pela dependência física – que, absorvida pelos pulmões rapidamente atinge o cérebro e todos os sistemas do organismo.

Verifica-se, ainda, que a fumaça do cigarro contém cerca de quatro mil substâncias tóxicas diferentes, das quais quarenta, aproximadamente, são reconhecidas como cancerígenas. De fato, o tabagismo é considerado a maior causa de câncer de pulmão e está associado ao desenvolvimento de tumores na laringe, na cavidade oral, esôfago, rins, pâncreas e no estômago. Do mesmo modo, a dependência de tabaco, muitas vezes, está interligada ao consumo de outras substâncias psicoativas como álcool, o que intensifica a incidência de câncer (Gigliotti e Laranjeira, 2005). Convêm ressaltar que o tabagismo também está relacionado a doenças cardiovasculares, umas das mais incapacitantes e prevalentes em mortalidade no mundo.

Embora a população conheça as consequências, observa-se que o consumo de cigarro continua elevado em todo mundo. Dessa forma, conclui-se que informar, somente, não induz os fumantes a abandonar o hábito, tampouco evita que novas pessoas iniciem o uso (Focchi e Braun, 2005).

Estudos que avaliaram o hábito de fumar constataram que os problemas relacionados ao consumo de tabaco são extremamente complexos, devido à associação de variáveis psicológicas, fisiológicas e sociais que afetam o início, a manutenção e o abandono do consumo (Carmo e Pueyo, 2002).

Apesar de o consumo inicial de tabaco produzir efeitos desagradáveis (dor de cabeça, náusea, tonturas, tosse), o organismo rapidamente desenvolve tolerância à droga e, em pouco tempo, o uso constante provoca os primeiros sinais da síndrome de dependência. Vale ressaltar que quanto maior a dependência, maior a dificuldade para deixar de fumar e mais intensos serão os sintomas de abstinência.

Conforme os critérios da CID-10, a abstinência é marcada por perturbações físicas (frequência cardíaca diminuída, aumento de apetite ou ganho de peso) e psicológicas (humor deprimido, insônia, irritabilidade, frustração, raiva, ansiedade, dificuldades de concentração) que aparecem quando cessa o uso. Esses sintomas favorecem a reincidência do consumo (Marques et al., 2001).

Sabe-se que, quanto mais precoce o uso, maiores serão os problemas agregados ao tabagismo. No Brasil, o início do consumo ocorre frequentemente na adolescência (aos 13/14 anos de idade). Entre os fatores que favorecem e potencializam o uso do cigarro estão o fácil acesso e o baixo custo. Infelizmente, o cigarro brasileiro é um dos mais baratos do mundo, lembrando que o mercado ilegal - responsável por 35% do consumo nacional - fornece cigarros ainda mais baratos (Cavalcante, 2005; Marques et al., 2001).

Nas Assembleias Mundiais de Saúde, foram desenvolvidas diversas estratégias para diminuir a demanda e a oferta de tabaco. Dentre essas, destacam-se o aumento dos impostos incidentes sobre os cigarros, a criação de rótulos de advertência nos cigarros, a proibição de propagandas e promoções de cigarro, os programas de educação de controle do tabagismo nas escolas, as restrições ao fumo em locais públicos e ambientes de trabalho e a eliminação do contrabando (Cavalcante, 2005).

Além dessas estratégias, faz-se necessário identificar a dependência de tabaco na população para a realização de tratamentos precoces. Para isso, é recomendada a utilização de instrumentos de rastreamento eficientes que possam ser associados a intervenções breves nos serviços de atenção primária de saúde (Ronzani et al., 2005). Dessa forma, a prevenção, a detecção e o tratamento precoce da dependência de tabaco constituem um grande desafio para os gestores da saúde pública em todo o país (Gómez et al., 2005).

### 1.3 TRANSTORNOS RELACIONADOS AO USO DE ÁLCOOL (TRUA)

Os transtornos relacionados ao consumo de álcool contribuem fortemente para a etiologia e para a manutenção de diversos problemas econômicos, sociais e de saúde no mundo. (Meloni e Laranjeira, 2004; Galduroz e Caetano, 2004).

O alcoolismo representa uns dos principais fatores de risco para saúde, uma vez que está associado ao desenvolvimento de inúmeras doenças - câncer bucal, esofágico e hepático; transtornos depressivos; hipertensão arterial; diabetes; cirrose hepática. Além de provocar danos cognitivos, como: déficits de memória, de aprendizagem e de abstração; dificuldades na resolução de problemas; diminuição da velocidade psicomotora e do processamento das informações (Cunha e Novaes, 2004). Convém mencionar que o uso excessivo e frequente de álcool está relacionado a 3,6% da mortalidade global, que corresponde a 0,6% da população feminina e 5,6% da população masculina (Niel e Julião, 2006; Giang et al., 2005).

Observa-se, também, que o abuso e a dependência de álcool acarretam enormes prejuízos sociais, gerando problemas familiares, interpessoais, financeiros, ocupacionais e educacionais, além de vandalismo, acidentes, violência e abuso de menores.

No Brasil, a dependência de álcool representa a terceira causa de absenteísmo e a oitava razão para concessão de auxílio-doença no sistema previdenciário, sendo que os pacientes com problemas relacionados ao álcool utilizam três vezes mais os serviços de saúde que a população geral (Odo et al., 2000; Ramos e Woitowitz, 2004).

De fato, o álcool é a substância psicoativa mais utilizada no Brasil - observa-se que 52% dos adultos bebem ao menos uma vez ao ano. Constatou-se que 28% dos brasileiros, ou melhor, 40% da população masculina e 18% da feminina, sobretudo jovens entre 18 a 24 anos, consumiram excessivamente (cinco ou mais doses no dia) nos últimos doze meses (Laranjeira et al., 2007).

Verifica-se que uma parcela significativa dos brasileiros (33% das mulheres e 40% dos homens) inicia o uso de bebidas alcoólicas antes dos 15 anos idade. Deve-se considerar que o uso precoce, a quantidade e frequência do consumo estão diretamente associados a um elevado risco de dependência (Simão et al., 2002; Holdcraft e Iacono, 2002).

Estima-se que a prevalência de dependência de álcool na população geral brasileira é de 3% a 6%, já nas grandes cidades essa prevalência varia entre 8% a 11%. Todavia, observam-se proporções ainda maiores no sudeste do país, de 18,9% dos homens e 7,8% das mulheres (Carlini et al., 2002; Laranjeira, et al., 2007).

Os transtornos relacionados ao consumo de álcool têm critérios diagnósticos deliberados no DSM-IV - que define abuso e dependência de álcool, e no CID-10 - que classifica uso nocivo e dependência de álcool.

De acordo com os critérios do DSM-IV, abuso de substância é um padrão desajustado de uso que leva a comprometimento ou sofrimento clinicamente significativos. Pode ser manifestado pelo uso recorrente que resulta em fracasso no preenchimento de expectativas ocupacionais; uso em situações perigosas; problemas legais relacionados ao uso de substâncias; consumo contínuo apesar de problemas sociais ou interpessoais, persistentes ou recorrentes, causados ou exacerbados pelos efeitos de substância. Convém ressaltar que a presença de dependência de álcool exclui esse diagnóstico.

Devido a sua ambiguidade, o termo abuso não é utilizado pela CID-10, sendo substituído por uso de risco e uso nocivo. O uso de risco é considerado como um padrão de consumo de álcool que aumenta o risco de consequências perigosas, devendo ser alvo de atenção dos profissionais de saúde. Logo, o uso nocivo é um padrão de consumo que resulta em

danos físicos ou mentais para o indivíduo, sem que os critérios para dependência sejam preenchidos (WHO, 1993; Babor et al., 2001).

A dependência é definida como uma relação disfuncional entre o indivíduo e o consumo de uma determinada substância psicotrópica. Os critérios do DSM-IV e do CID-10 para dependência incluem: forte desejo ou compulsão para consumir bebidas alcoólicas; dificuldades em controlar o comportamento em relação ao início, término ou níveis de consumo; estado de abstinência fisiológico na suspensão ou redução do uso; evidência de tolerância, de tal forma que são requeridas doses crescentes de álcool para alcançar efeitos originalmente produzidos por doses mais baixas; persistência do uso a despeito de evidência clara das consequências nocivas. O diagnóstico de dependência pode ser realizado somente se três ou mais desses itens tiverem sido experimentados ou exibidos em algum momento no ano anterior.

Sabe-se que um número significativo de pacientes atendidos em centros de cuidados primários e internados em hospitais apresentam problemas associados ao uso de álcool. No entanto, o consumo excessivo raramente é abordado pelos profissionais de saúde e/ou relatado pelos pacientes. Estudos revelam que somente uma pequena porcentagem dos pacientes com TRUA são corretamente diagnosticados e tratados nos serviços de saúde (D'Onofrio et al., 2006; Aertgeerts et al., 2001; Rosa et al., 1998; Fleck e Soares, 1990).

Uma das estratégias de prevenção primária e/ou secundária recomendada é a utilização de instrumentos de rastreamento, que podem ser associados a intervenções breves em serviços de atenção primária de saúde (Ronzani et al., 2005). Esses instrumentos devem estar incorporados nas práticas de rotina de clínicas médicas, hospitais gerais e serviços de aconselhamento. Deve-se considerar o rastreamento como o primeiro passo para a detecção do problema, devendo os pacientes selecionados passar por uma avaliação clínica detalhada para confirmar a presença do transtorno antes de iniciar algum tratamento.

## 1.4 INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO

### 1.4.1 Qualidades psicométricas

Os instrumentos de rastreamento são ferramentas valiosas para os serviços de saúde, pois fornecem medidas acuradas, reproduzíveis e relevantes, propiciando a identificação

das pessoas com chance maior de preencher os critérios para uma determinada condição. Permitem, ainda, o registro de informações e a comparação de resultados, minimizando a influência de fatores subjetivos na coleta e registro de dados.

A escolha de um instrumento deve-se basear em suas qualidades psicométricas, que consistem em coeficientes significativos de validade e fidedignidade. Além disso, essas medidas necessitam apresentar qualidades secundárias como simplicidade na técnica, economia, facilidade e rapidez na aplicação, avaliação e interpretação e o interesse despertado pela atividade proposta (Pasquali, 1999; Silva, 2006).

A validade pode ser definida como a capacidade do instrumento medir aquilo que se propõe a medir. Envolve um componente conceitual referente ao julgamento subjetivo a respeito do instrumento por parte do pesquisador, além de um componente operacional, que envolve uma avaliação sistemática (estatística) do teste, geralmente o comparando com um critério padrão ouro (Menezes, 1998). A avaliação operacional da validade pode abranger três categorias: a validade de conteúdo, a de construto e a de critério.

A validade de conteúdo avalia se o instrumento realmente abrange os diferentes aspectos do seu objeto, ou seja, verifica se o construto foi traduzido integralmente numa operação feita para mensurá-lo. Validade de construto refere-se à habilidade da medida de confirmar as hipóteses esperadas. Normalmente, essa verificação é realizada por meio de estudos inter-relacionados.

Validade de critério mede à extensão com que o instrumento discrimina sujeitos que diferem em determinadas características. Refere-se à capacidade de uma escala de se corresponder com outras medidas ou de predizer algo a que se propõe. É avaliada por meio de um critério-padrão e pode ser de dois tipos: quando o instrumento e o critério-padrão são aplicados simultaneamente, avalia-se a validade concorrente; quando o critério é aplicado posteriormente, refere-se à validade preditiva. Desse modo, a validade preditiva é estimada estatisticamente e expressa por meio da sensibilidade, especificidade, valor preditivo positivo, valor preditivo negativo e taxa de classificação incorreta (Pasquali, 1999).

A sensibilidade corresponde à proporção de casos positivos identificados corretamente, ou melhor, é a capacidade da medida de reconhecer os verdadeiros positivos. Quanto maior a sensibilidade, maior a chance de detectar a doença. A especificidade é a proporção de casos negativos identificados corretamente, é a capacidade do instrumento de reconhecer os verdadeiros negativos.

Quanto mais sensível for o teste, melhor será seu valor preditivo negativo, ou seja, maior será a certeza de que uma pessoa com resultado negativo não tenha realmente o

transtorno. Quanto mais específico, melhor será seu valor preditivo positivo, ou seja, maior será a certeza de que uma pessoa com resultado positivo tenha a doença avaliada (Pereira, 1995).

A fidedignidade refere-se à precisão e à reproduzibilidade de uma medida, ou seja, é a concordância entre múltiplas medidas do mesmo objeto em diferentes momentos ou por diferentes avaliadores (Menezes, 1998).

Sendo assim, a fidedignidade teste-reteste avalia a consistência de uma medida em períodos de tempo distintos, ou seja, corresponde a duas ou mais aplicações do instrumento nos mesmos sujeitos. Na avaliação da fidedignidade teste-reteste é fundamental determinar um período adequado entre a primeira e a segunda avaliação. Considerando que um intervalo curto entre as aplicações pode permitir a influência da memória, a repetição das respostas memorizadas provocariam coeficientes superestimados. Em contrapartida, em um longo intervalo, podem ocorrer variações (mudanças individuais) em relação ao que está sendo mensurado, diminuindo a estimativa de confiabilidade (Silva, 2006).

A fidedignidade interavaliadores mede a precisão do instrumento aplicado por diferentes avaliadores nos mesmos sujeitos, ou seja, os mesmos sujeitos são avaliados por dois ou mais aplicadores. Dessa forma, tem o objetivo de investigar a concordância na aplicação e/ou na interpretação entre avaliadores.

Convém ressaltar que, em um procedimento de medida, sempre ocorrerá alguma margem de erro. Esses erros podem ocorrer devido às diferenças no traço medido em diferentes sujeitos, à imprecisão do instrumento e à interferência de fatores aleatórios. Logo, deve-se definir a limitação da medida utilizada e conhecer a margem de erro da pesquisa (Menezes, 1998).

Destaca-se, também, que as qualidades psicométricas de um instrumento aplicado em condições de campo são modificadas pela prevalência de casos na população. Desse modo, a eficácia de um instrumento de rastreamento não é a mesma em uma população clínica (onde é esperado ter uma maior proporção da doença) comparada com uma população geral, mais heterogênea (Cherpitel, 1998).

#### 1.4.2 *Patient Health Questionnaire - Two Items* (PHQ-2)

Desenvolvido e validado por Kroenke, Spitzer e Williams em 2003, o PHQ-2 é uma versão breve do PHQ-9 – instrumento que consiste em nove questões baseadas nos

critérios diagnósticos para episódio depressivo do DSM-IV e que, inicialmente, correspondia ao módulo de avaliação para transtornos depressivos do *Patient Health Questionnaire* (PHQ) (Spitzer et al., 1999; Kroenke et al., 2001; Kroenke et al., 2003).

O PHQ-2 possui dois itens que aferem as frequências de humor deprimido e anedonia nas últimas duas semanas (questões um e dois do PHQ-9). Kroenke et al. (2003) examinaram as propriedades psicométricas do PHQ-2 em pacientes da atenção primária e de clínicas ginecológicas, usando a SCID-IV como medida comparativa. Nesse estudo, o PHQ-2 apresentou uma validade satisfatória, com valores de sensibilidade de 0,83 e especificidade de 0,92 no ponto de corte três ou mais.

No Brasil, a validade preditiva do PHQ-2 foi analisada em uma amostra de mulheres de uma unidade básica de saúde. Nessa avaliação, o PHQ-2 obteve excelentes resultados - com uma ASC de 0,97; sensibilidade de 0,97; especificidade de 0,88; valor preditivo positivo de 0,81 e negativo de 0,98 no ponto de corte três - utilizando a SCID como padrão ouro (De Lima et al., 2009).

Arroll et al. (2010) avaliaram e compararam a validade do PHQ-9 e do PHQ-2 em pacientes da atenção primária. O PHQ-9 apresentou sensibilidade de 0,74 e especificidade de 0,91 no ponto de corte dez ou mais. O PHQ-2 obteve sensibilidade de 0,86 e especificidade de 0,78 no ponto de corte dois. Portanto, o PHQ-2 revelou-se mais sensível, mas menos específico que o PHQ-9.

Diversos estudos apontam que o PHQ-2 possui eficácia comparável a do PHQ-9 e a de outros instrumentos. Consequentemente, suas qualidades psicométricas satisfatórias e sua brevidade, o transformam em uma ferramenta propícia para o rastreamento dos transtornos depressivos, principalmente, nos contextos de saúde com grande demanda de trabalho, onde o fator tempo é essencial (Kroenke et al., 2003; Williams et al., 2005; Stafford et al., 2007; Lee et al., 2007; Wittkampf et al., 2007; De Lima et al., 2009).

#### 1.4.3 *Well-Being Index-5* (WHO-5)

O WHO *Well-Being Index* foi criado pela Organização Mundial de Saúde para avaliar o bem-estar entre pacientes diabéticos e crônicos. Sua concepção foi baseada nas escalas Zung's - utilizadas para aferir transtornos depressivos, ansiedade e angústia. Inicialmente, era constituído por 28 itens, mas, após análises de suas propriedades psicométricas, foi reduzido

para 22 questões (Zung, 1983; Zung, 1974; Bradley, 1994; WHO, 1995; Heun et al., 1999). Diversos estudos comprovaram a eficiência do WHO *Well-Being Índex*, consequentemente, suas qualidades psicométricas possibilitaram a criação de algumas versões abreviadas (WHO, 1995; Heun et al., 1999).

Desenvolvida em 1995, a primeira versão breve era composta por dez itens e foi nomeada de WHO-10. Nesse mesmo ano, também foi concebida uma escala com cinco itens, denominada WHO-5, que foi revisada e intitulada de WHO-5 (versão-2) em 1998 (WHO, 1995; Bech, 1996; WHO, 1998).

As diferenças estruturais entre as duas versões do WHO-5 são referentes à formulação da primeira questão (negativamente na versão inicial e positivamente na posterior), e à pontuação dos itens (de zero a três na versão-1 e de zero a cinco na versão-2). Dessa forma, os escores totais variam de zero a 15 na primeira e de zero a 25 na segunda versão. Em ambos os instrumentos os escores elevados indicam maior bem-estar (Angst, 1999).

Constata-se, também, que o WHO-5 (versão-1) possui eficácia para avaliar transtornos depressivos e transtornos de ansiedade, já o WHO-5 (versão-2) rastreia, exclusivamente, transtornos depressivos (WHO, 1998; Heun et al., 1999; Bonsignore, 2001; Henkel et al., 2003; Henkel et al., 2004a).

O WHO-5 foi validado em diversos países, sendo a versão-2 a mais empregada em todo mundo. No Brasil, devido à possibilidade de se ter um único instrumento para rastrear transtornos depressivos e ansiosos, Azevedo-Marques (2009) optou por traduzir e validar a versão-1. Neste estudo, o WHO-5 foi avaliado como instrumento de rastreamento para transtornos mentais em uma amostra de pacientes de serviços de atenção primária à saúde. Nessa avaliação, o WHO-5 apresentou uma área sob a curva ROC de 0,87, sensibilidade de 0,77, especificidade de 0,89, valor preditivo positivo de 0,81 e negativo de 0,87 no ponto de corte 11 (Azevedo-Marques, 2009).

Um estudo avaliou a validade e comparou a eficácia das duas versões do WHO-5 em uma amostra de idosos alemães, utilizando a CIDI como padrão ouro. Observou-se que a mudança na formulação da primeira questão não alterou a consistência interna do instrumento. Além disso, confirmou-se que os dois instrumentos avaliam adequadamente o transtornos depressivos, mas somente a primeira versão se demonstrou válida para rastrear transtornos de ansiedade. Nesse estudo, o WHO-5 (versão-1) obteve uma área sob a curva de 0,93, sensibilidade e especificidade de 0,80 no ponto de corte dez (Bonsignore, 2001).

#### 1.4.4 Fagerström Test for Nicotine Dependence Test (FTND) e Heaviness of Smoking Index (HIS)

Sabe-se que a avaliação do tabagismo é indispensável nos estudos epidemiológicos, nas pesquisas sobre os efeitos da nicotina e nos tratamentos de diversas doenças relacionadas ao consumo de cigarro. Consequentemente, os instrumentos de rastreamento para a síndrome de dependência de tabaco tornaram-se um importante foco de pesquisa nos últimos anos.

Dentre esses instrumentos destaca-se o FTND, uma versão revisada e abreviada do *Fagerström Tolerance Questionnaire* (FTQ), desenvolvida para solucionar os problemas psicométricos identificados no FTQ como baixa consistência interna, baixa validade de critério e estrutura multifatorial (Fagerström, 1978; Heatherton et al., 1991; Haddock et al., 1999).

As modificações encontradas no FTND incluem a eliminação de dois itens - referentes à quantidade de nicotina dos cigarros e frequência da inalação - e a ampliação das alternativas de respostas nas questões um e quatro - referentes ao tempo do primeiro cigarro e consumo diário (Heatherton et al., 1991).

Os resultados obtidos no estudo original e em pesquisas posteriores indicam que o FTND possui propriedades psicométricas superiores as do FTQ (Meneses-Gaya et al., 2009a). O FTND foi traduzido para diversos idiomas e é utilizado em diferentes países como: França (Etter et al., 1999; Chabrol et al., 2005); Espanha (Becoña e Vázquez, 1998; De Leon et al., 2003); China (Huang et al., 2006); Japão (Mikami et al., 1999); Holanda (Breteler et al., 2004; Vink et al., 2005); Alemanha (John et al., 2004); Turquia (Uysal et al., 2004); entre outros. No Brasil, foi adaptado e validado por Carmo e Pueyo em 2002.

O HIS é a menor versão abreviada do FTQ, que corresponde a dois itens relacionados ao tempo do primeiro cigarro e à quantidade de consumo diário - questões um e quatro do FTND (Heatherton et al., 1989).

Alguns estudos que avaliaram e compararam as propriedades psicométricas do HSI com as do FTND encontraram resultados semelhantes nas duas escalas. Para o HSI, o ponto de corte mais preconizado foi de quatro ou mais, para o FTND, foi o corte sete (Kozlowski et al., 1994; Burling e Burling, 2003; Chabrol et al., 2005; De Leon et al., 2003; Etter et al., 1999; Etter, 2005; Siahpush et al., 2006).

O FTND foi considerado um instrumento confiável em diferentes avaliações da fidedignidade teste-reteste, com coeficientes de correlação entre 0,70 e 0,91. No entanto, alguns

estudos apresentaram limitações metodológicas que comprometem a credibilidade dos resultados (Pomerleau et al., 1994; Mikami et al., 1999; Vink et al., 2005; Hudmon et al., 2005; Buckley et al., 2005; Weinberger et al., 2007). Desse modo, verifica-se a necessidade de novos estudos com mais sistematização dos intervalos entre as avaliações e maior controle metodológico. Destaca-se também que, embora o FTND possa ser utilizado de modo hetero-administrado, não foram identificados na literatura estudos de fidedignidade interavaliadores.

Estudos que avaliaram e confrontaram a consistência interna do FTND e do FTQ apontam que o FTND exibe melhores resultados, demonstrando um aprimoramento em relação ao FTQ (Payne et al., 1994; Pomerleau et al., 1994; Burling e Burling, 2003). Todavia, nos estudos que compararam a consistência do FTND com a de outros instrumentos, tais como *Minnesota Nicotine Withdrawal Scale* (M-NWS) e o *Tiffany Questionnaire for Smoking Urges* (TQSU), observou-se que o FTND obteve resultados inferiores aos dos demais instrumentos (Etter, 2005; Okuyemi et al., 2007; Weinberger et al., 2007). De uma forma geral, o FTND apresentou, em diferentes estudos, uma consistência interna moderada com valores de alfa cronbach entre 0,55 e 0,74 (Heatherton et al., 1991; Payne et al., 1994; Pomerleau et al., 1994; Burling e Burling, 2003).

A análise factorial do FTND, em seu estudo original, resultou em um único fator. Do mesmo modo, um estudo com fumantes leves e outro com a população geral também consideraram o FTND unifatorial (Heatherton et al., 1991; Etter et al., 1999; Wellman et al., 2006).

No entanto, a maior parte dos estudos indica que o FTND mede dois fatores, com pequenas diferenças relacionadas à distribuição das questões. Na avaliação dos fatores, observou-se que as questões dois, quatro e seis compõem o primeiro fator relacionado aos padrões de consumo (Fator 1 - identificado como "padrão de fumar"). Os itens três e cinco formam o segundo fator pertinente à urgência de reposição de nicotina (Fator 2 - identificado como "fumo de manhã"). As divergências aparecem na primeira questão (tempo do primeiro cigarro), que, em alguns estudos, estava presente nos dois fatores, em outros compunha o primeiro ou segundo fator (Payne et al., 1994; Burling e Burling, 2003; Radzisz et al., 2003; John et al., 2004; Buckley et al., 2005; Huang et al., 2006).

A adequação do modelo bifatorial foi, posteriormente, confirmada por estudos de análise de factorial confirmatória (Breteler et al., 2004; Buckley et al., 2005; Richardson e Ratner, 2005). Contudo, alguns pesquisadores questionaram a validade do segundo fator devido à baixa consistência interna apresentada (Haddock et al., 1999; John et al., 2004).

A validade preditiva do FTND foi avaliada apenas em um estudo que utilizou o Manual Diagnóstico e Estatístico para Transtornos Mentais - Terceira Edição Revisada (DSM-III-R) como medida diagnóstica comparativa. Nessa avaliação, o FTND apresentou sensibilidade de 0,75 e especificidade de 0,80 no ponto de corte cinco (Mikami et al., 1999).

Chabrol et al. (2005) e De Leon et al. (2003) examinaram a validade e a confiabilidade do HSI adotando o FTND como padrão ouro. Nesses estudos, o HSI apresentou resultados satisfatórios de sensibilidade e especificidade no ponto de corte quatro.

Apesar de o FTND e do HSI serem amplamente utilizados, observa-se a necessidade de estudos de validação que permitam a definição dos melhores pontos de corte para diferentes populações e, especialmente, que definam a sua sensibilidade, especificidade, validade preditiva positiva e negativa, tendo como medida comparativa entrevistas estruturadas como a *Structured Clinical Interview for DSM-IV Disorders - Clinician Version* (SCID-CV) ou CID-10, de modo a referendar o seu extenso uso pelas suas qualidades psicométricas.

Convém ressaltar que, apesar de seu amplo uso na prática clínica e em pesquisa no Brasil, a validade dessa versão ainda não foi analisada (Marques, 2002).

#### 1.4.5 *Alcohol Use Disorders Identification Test* (AUDIT)

Dentre os instrumentos desenvolvidos para o rastreamento de problemas relacionados ao uso de álcool, destaca-se o AUDIT, desenvolvido pela Organização Mundial de Saúde no final dos anos oitenta. O AUDIT é constituído por dez itens, com escores totais de zero a quarenta. Segundo Saunders et al. (1993), suas questões avaliam três domínios conceituais: quantidade e frequência do consumo de álcool (itens 1, 2 e 3), ocorrência sintomas de dependência (questões 4, 5 e 6) e consequências relacionadas ao uso de álcool (itens 7 a 10). Posteriormente, Babor et al. (2001) apresentaram uma nova separação conceitual: uso de risco (itens 1 a 3), sintomas de dependência (4 a 6) e uso nocivo de álcool (7 a 10).

Em seu estudo original, foi recomendado o ponto de corte oito para avaliar dependência de álcool. Entretanto, pesquisas posteriores indicaram a necessidade de utilizar pontos de cortes diferentes, pois apresentavam melhores valores de sensibilidade e especificidade. Da mesma maneira, vem sendo destacada a importância de adotar pontos de corte diferentes para homens e mulheres (Reinert e Allen, 2007; Meneses-Gaya et al., 2009b).

O AUDIT é utilizado para rastrear diversos padrões de uso de álcool: consumo perigoso ou arriscado; uso nocivo (conforme a classificação do CID-10) ou abuso (classificação do DSM-IV) e dependência de álcool. Frequentemente, o abuso e a dependência são agrupados e classificados como transtornos relacionados ao uso de álcool - TRUA (Babor et al., 2001; Saitz, 2005).

No Brasil, foi traduzido por Figlie et al. (1997), que avaliou o consumo nocivo e dependência de álcool entre pacientes de um hospital geral. Em 1999, foi validado em uma amostra de pacientes da atenção primária, utilizando os critérios do CID-10 como medida diagnóstica comparativa. Nesse estudo, o AUDIT apresentou sensibilidade de 0,92 e especificidade de 0,62 no ponto de corte 7/8 (Méndez, 1999).

#### 1.4.5.1 Características do AUDIT em populações específicas

O AUDIT foi originalmente desenvolvido para avaliar adultos, no entanto, verificam-se estudos de validação em amostras de adolescentes e estudantes universitários (Reinert e Allen, 2002).

Um estudo avaliou a validade do AUDIT, CRAFFT (instrumento de rastreamento para abuso de substâncias entre adolescentes) e do CAGE em uma amostra de adolescentes de uma Clínica de Doenças Sexualmente Transmissíveis. O AUDIT apresentou os melhores resultados, com valores de sensibilidade de 0,76, especificidade de 0,79 e uma área sob a curva de 0,84 no ponto de corte nove (Cook et al., 2005).

Esses resultados diferem dos encontrados por Knight et al. (2003), que validou o AUDIT, o *Problem Oriented Screening Instrument for Teenagers* (POSIT), o CAGE e o CRAFFT em pacientes de 14 a 18 anos de uma Clínica Médica. Neste trabalho, o AUDIT demonstrou ser praticamente insensível no ponto de corte de oito ou mais, sendo indicado o ponto de corte dois para uso arriscado, três ou mais para abuso e dependência de álcool. Ou seja, os pontos de corte estavam muito abaixo dos normalmente utilizados. Ambos os estudos recomendaram o uso de AUDIT, mas estabeleceram objeções em relação ao tempo de aplicação e por não rastrear outras drogas, que normalmente estão associadas ao consumo do álcool. Em decorrência disso, indicaram o CRAFFT como melhor instrumento de rastreamento dessas substâncias, devido sua aplicação mais rápida e por apresentar altos valores de sensibilidade e

especificidade. O CAGE não foi considerado apropriado para essa população por apresentar baixa sensibilidade.

Alguns estudos de validação do AUDIT, com amostras de estudantes universitários, identificaram que, adotando o ponto de corte tradicional, eram obtidos menores valores de sensibilidade e especificidade. Por isso, adotaram os pontos de corte cinco e seis.

Um estudo realizado na Nigéria confirmou a validade do AUDIT para a seleção de TRUA entre universitários. O AUDIT apresentou uma área sob a curva acima de 0,93, sendo indicado o ponto de corte cinco para uso arriscado e sete ou mais para abuso e dependência de álcool (Adewuya, 2005).

Kokotailo et al. (2004) avaliaram e compararam o desempenho do AUDIT com o do *Alcohol Timeline Followback* (TLFB) entre universitários - instrumento que mede a quantidade e a frequência do consumo de álcool nos últimos 28 dias (de acordo com os critérios do DSM-III-R). O AUDIT demonstrou maior capacidade para detectar TRUA no ponto de corte seis, com uma área sob a curva de 0,87 e consistência interna de 0,81.

Nos últimos anos, tem se observado um aumento significativo de problemas relacionados ao uso de álcool entre os idosos. Por essa razão, enfatiza-se a necessidade de novas pesquisas de validação do AUDIT que avaliem o ponto de corte mais adequado para essa população, uma vez que a tolerância ao álcool tende a ser menor (Reinert e Allen, 2002; Philpot et al., 2003).

Um estudo avaliou a validade do AUDIT, AUDIT-5 e do CAGE em idosos com transtornos psiquiátricos, utilizando os dados clínicos dos pacientes como critério diagnóstico. Nesse estudo, o AUDIT-5 obteve os melhores resultados com sensibilidade de 0,75, especificidade de 0,97 e valor preditivo positivo de 0,83 no ponto de corte quatro/cinco. O AUDIT apresentou uma sensibilidade de 0,67, especificidade de 0,96 e valor preditivo positivo de 0,75 no ponto de corte sete/oito. O CAGE mostrou-se ineficiente nessa avaliação. Deve-se ressaltar que os testes foram mais específicos e menos sensíveis (Philpot et al., 2003).

Observa-se que os profissionais de saúde estão menos propensos a identificar mulheres com problemas relacionados ao uso do álcool. Uma explicação encontrada é a baixa prevalência desses transtornos nessa população; no entanto, essa prevalência vem aumentando nos últimos anos (Bradley et al., 2003).

Estudos apontam a necessidade de pontos de corte diferentes para as mulheres, uma vez que, ao adotar o corte padrão do AUDIT, verifica-se uma diminuição na sensibilidade. Assim, parece ser mais apropriado para essa população um ponto de corte mais baixo (Reinert e Allen, 2002).

A validade do AUDIT foi avaliada em uma amostra significativa de mulheres, utilizando os critérios do DSM-IV e CID-10 como padrão ouro. Nesse estudo, o AUDIT apresentou uma elevada consistência interna (0,93), apresentando melhores valores de sensibilidade e especificidade na nota de corte seis (Pérula-de Torres et al., 2005).

Bradley et al. (2003) analisaram o desempenho do AUDIT, AUDIT-3 e AUDIT-C, além de versões modificadas desses instrumentos – a quantidade de bebida ingerida em uma ocasião foi alterada de seis doses para quatro ou mais. Nessa avaliação, o AUDIT-C demonstrou maior eficácia, e as versões modificadas apresentaram melhores resultados que suas versões originais.

Esses estudos confirmam a eficiência do AUDIT para avaliar TRUA em diferentes populações (adolescentes, mulheres, idosos, etc.) e sinaliza a possibilidade de ter versões abreviadas tão eficientes quanto o AUDIT.

#### 1.4.5.2 Comparabilidade do AUDIT com outras medidas de rastreamento do álcool

Existe um número significativo de pessoas internadas em hospitais com problemas associados ao consumo de álcool. Todavia, para os dependentes de álcool a hospitalização promove um período de abstinência forçada que, muitas vezes, desencadeia o aparecimento de sintomas clínicos da retirada do álcool. Esses sintomas podem comprometer o tratamento e prejudicar ainda mais a saúde do paciente. Portanto, a detecção precoce da dependência de álcool é fundamental para realizar uma intervenção apropriada (Dolman e Hawkes, 2005).

Um estudo investigou a capacidade do AUDIT e de quatro marcadores biológicos - *Glutamyltransferase* (GGT), *Alanine Aminotransferase* (ALT), *Aspartate Aminotransferase* (AST) e a Média do Volume Corpúscular (MCV) - para identificar os pacientes em risco de apresentarem sintomas de abstinência do álcool. Nesse estudo, todos os pacientes que tiveram um escore de oito ou mais no AUDIT foram monitorados e tratados. Entre os pacientes monitorados (n=98), 17% apresentaram abstinência de álcool, sendo que nenhum desses pacientes obteve escore menor do que oito no AUDIT. Deve-se ressaltar que, adotando o corte 13, obteve-se aumento significativo no valor preditivo positivo sem diminuição da sensibilidade. A combinação do AUDIT com marcadores biológicos aumentou

ainda mais os valores preditivos positivos e melhorou a seleção dos pacientes que apresentaram risco de abstinência (Dolman e Hawkes, 2005).

Esses resultados diferem dos encontrados por Neumann et al. (2009), que examinou a combinação do AUDIT com os biomarcadores - GGT, MVC, CDT%. Os biomarcadores apresentaram baixa sensibilidade com valores inferiores a 0,43, enquanto o AUDIT obteve sensibilidade de 0,76 para homens e 0,81 para mulheres. A combinação com os biomarcadores não aumentou a precisão da avaliação em comparação à obtida pelo AUDIT sozinho.

Aertgeerts et al. (2002) avaliaram a eficácia do AUDIT, AUDIT-C, AUDIT-PC, FIVE-SHOT, do CAGE e dos testes laboratoriais - GGT, MVC, ASAT, ALAT - em uma amostra de pacientes do sexo masculino. Os autores consideraram os testes laboratoriais precários para o rastreamento dos TRUA, com sensibilidade entre 0,10 e 0,52. O AUDIT apresentou baixa sensibilidade (0,65) no ponto de corte oito, porém mostrou-se eficiente no corte cinco ou mais. Dentre as versões abreviadas, somente o FIVE-SHOT apresentou propriedades psicométricas satisfatórias.

Diversos estudos avaliaram e compararam as propriedades psicométricas do AUDIT com as de outros instrumentos de rastreamento. Nessas avaliações, o AUDIT apresentou excelentes resultados, sendo, muitas vezes, superiores aos dos outros testes. Deve-se considerar que o CAGE, dentre todos os instrumentos analisados, apresentou os piores resultados, embora continue sendo amplamente utilizado no mundo inteiro devido à sua administração simples (Aertgeerts et al., 2002; Cook et al., 2005; Cherpitel et al., 2005; Knight et al., 2003; Philpot et al., 2003).

Os resultados supracitados indicam a importância de novas pesquisas que avaliem a validade dos marcadores biológicos, do AUDIT e dos demais instrumentos de rastreamento para TRUA.

#### 1.4.5.3 Fidedignidade do AUDIT

A fidedignidade teste-reteste do AUDIT foi analisada em diversas pesquisas; no entanto, a comparação dos resultados ficou comprometida, uma vez que utilizaram tempos diferentes entre as aplicações.

Alguns estudos de confiabilidade teste-reteste do AUDIT adotaram o intervalo de um mês entre as avaliações. Nesse contexto, Kim et al. (2008) encontraram um coeficiente de correlação de 0,85 para o escore total do instrumento. Selin (2003) observou um resultado semelhante nessa avaliação (0,84) e, nas análises dos itens individuais, verificaram altas correlações entre 0,60 e 0,80, com exceção da pergunta nove - “Você foi criticado pelo resultado das suas bebedeiras?” - que apresentou um índice de 0,29. Na Alemanha, a fidedignidade teste-reteste do AUDIT foi avaliada em uma amostra de pacientes clínicos. Nesse estudo, o índice de correlação para o escore total foi de 0,95 e, nas análises dos itens, novamente, a questão nove apresentou o menor coeficiente de 0,39 (Dybek et al., 2006). Deve-se considerar que não foram localizados na literatura estudos de confiabilidade interavaliadores.

Diversas avaliações indicaram que o AUDIT apresenta uma elevada consistência, com um valor médio do alfa *cronbach* de 0,80 (Kokotailo et al., 2004; Pérula-de Torres et al., 2005; Pal et al., 2004; Kelly e Donovan, 2001; Carey et al., 2003; Gache et al., 2005; Tsai et al., 2005).

#### 1.4.5.4 Análise Fatorial

Carey et al. (2003) realizaram análise fatorial exploratória e confirmatória do AUDIT em pacientes psiquiátricos e identificaram apenas um fator. Nessa amostra, de acordo com os critérios do CID-10, 27% dos pacientes foram diagnosticados com TRUA. Embora originalmente tenham considerado o AUDIT como unifatorial, atualmente observa-se um maior número de investigações sustentando o modelo bifatorial.

Todavia, a estrutura bifatorial do AUDIT foi sancionada por diversos estudos que realizaram análise fatorial exploratória e confirmatória. Identificaram que as três primeiras questões formavam o primeiro fator, que estava relacionado ao padrão de consumo. As demais questões (quatro a dez) compunham o segundo fator, relacionado às consequências adversas provocadas pelo consumo (Bergman e Källmén, 2002; Doyle et al., 2007; Lima et al., 2005; Rist et al., 2009; Shevlin e Smith, 2007; Von-der-Pahlen et al., 2008).

#### 1.4.5.5 Propriedades psicométricas das versões traduzidas

O AUDIT foi traduzido em diversos países, entretanto, verifica-se que nem sempre foram realizados estudos de validação e que algumas versões traduzidas apresentaram resultados insatisfatórios, fatos que indicavam a necessidade de novas investigações (Reinert e Allen, 2002).

A versão francesa do AUDIT foi validada em uma amostra de pacientes da atenção primária. Nesse estudo, o AUDIT apresentou uma consistência interna elevada (0,87), além de uma maior eficiência quando comparado ao MAST e CAGE. Nessa avaliação, foram adotados pontos de cortes diferentes para homens e mulheres, visto que para a amostra feminina, observaram melhores valores de sensibilidade em cortes menores (Gache et al., 2005).

Na China, uma pesquisa realizou a adaptação e validação do AUDIT e AUDIT-C. Essas versões apresentaram qualidades psicométricas satisfatórias para rastrear abuso e dependência de álcool, com uma consistência interna de 0,86 para o AUDIT e de 0,91 para o AUDIT-C (Tsai et al., 2005).

Uma investigação na Polônia analisou e comparou o desempenho do *Rapid Alcohol Problems Screen* (RAPS-4), CAGE e do AUDIT para identificar TRUA entre pacientes de serviços de emergências. Dentre os instrumentos, o AUDIT foi o que apresentou maior sensibilidade (Cherpitel et al., 2005). Na Índia, Pal et al. (2004) avaliaram a validade do AUDIT e do *Michigan Alcoholism Screening Test Short* (SMAST). Os testes apresentaram boas propriedades psicométricas. O AUDIT apresentou uma consistência interna elevada (0,92), sendo observados pontos de cortes maiores dos que os tradicionalmente estabelecidos - 16 para rastrear abuso e 24 para dependência de álcool.

Convém ressaltar que os resultados apresentados confirmam a eficiência do AUDIT na seleção do uso nocivo, abuso e dependência de álcool, tanto na versão original, como nas novas versões validadas.

Na literatura também há referências de versões traduzidas na Nigéria (Adewuya, 2005), na Espanha (Contel et al., 1999; Péruña-de Torres et al., 2005; Gómez et al., 2005); na Suíça (Bergman e Källmén, 2002; Selin, 2003); Alemanha (Rumpf et al., 2002; Bischof et al., 2005; Dybek et al., 2006). A caracterização sociodemográfica dos estudos de validação do AUDIT pode ser vista na Tabela 1.

**Tabela 1** - Variáveis sociodemográficas das amostras incluídas nos estudos de validação do AUDIT.

AUTORES	PAÍS	SUJEITOS	Nº de Sujeitos	SEXO (M% - F%)	IDADE
Aertgeerts et al., 2002	Bélgica	Pacientes de hospital geral	233	100-0	62*
Gual et al., 2002	Espanha	Pacientes da atenção primária	255	50-50	43*
Hodgson et al., 2002	Reino Unido	Pacientes de serviços de emergência	766	53-47	—
Rumpf et al., 2002	Alemanha	População geral	3.551	51-49	41
Bradley et al., 2003	E.U.A.	Mulheres veteranas	393	0-100	46*
Carey et al., 2003	Índia	Pacientes psiquiátricos	1.349	70-30	> 18
Hodgson et al., 2003	Reino Unido	Pacientes de serviços de emergência	2.185	—	16-75
Knight et al., 2003	E.U.A.	Pacientes agudos da clínica geral	538	32-68	14-18
Matano et al., 2003	E.U.A.	População geral	228	24-76	40.5
Philpot et al., 2003	Reino Unido	Pacientes psiquiátricos - Idosos	128	36-64	77*
Selin, 2003	Suiça	População geral	457	48-52	16-80
Cook et al., 2004	E.U.A.	Pacientes com DST	358	55-45	15-24
Kokotailo et al., 2004	E.U.A.	Estudantes universitários	302	39-61	18-23
Pal et al., 2004	Índia	Pacientes de centros de dependência	297	99-1	38*
Adewuya, 2005	Nigéria	Estudantes universitários	810	73-27	22*
Bischof et al., 2005	Alemanha	Pacientes de hospital geral	10.803	—	18-64
Chen et al., 2005	China	Pacientes de hospital geral	422	64-36	18-65
Cherpitel et al., 2005	Polônia	Pacientes de serviços de emergência	1.492	58-42	> 18
Dawson et al., 2005a	E.U.A.	População geral	43.093	—	> 18
Dawson et al., 2005b	E.U.A.	Pacientes psiquiátricos	1.038	—	> 18
Dolman et al., 2005	Reino Unido	Pacientes agudos da clínica médica	874	49-51	> 16
Gache et al., 2005	França	Pacientes e população geral	1.207	48-52	43*
Giang et al., 2005	Vietnã	População rural	518	42-52	18-60
Gómez et al., 2005	Espanha	Pacientes da atenção primária	500	44-56	44*
Lima et al., 2005	Brasil	Pacientes de centros de saúde	166	41-69	18-60
Pérula-de Torres et al., 2005	Espanha	Pacientes da atenção primária	414	0-100	18-75
Tsai et al., 2005	China	Pacientes de gastroenterologia	112	70-30	50*
Dewost et al., 2006	França	Pacientes de hospital geral	564	39-61	>18
Dybek et al., 2006	Alemanha	População geral	10.803	44-66	18-65
Gómez et al., 2006	Espanha	Pacientes da atenção primária	602	—	>65
Aalto et al., 2006	Finlândia	Mulheres de meia idade	894	0-100	>40
Seale et al., 2006	E.U.A.	Pacientes da atenção primária	625	—	—
Bradley et al., 2007	E.U.A.	Veteranos	1319	30-70	46-42*
Bischof et al., 2007	Alemanha	População geral	10.803	—	18-65*
Rodríguez-Martos et al., 2007	Espanha	Pacientes de serviços de emergência	120	78-22	31*
Tuunanen et al., 2007	Finlândia	Homens de meia idade	555	100-0	>45

M% - F % = percentual da amostra masculina e feminina; \* = Média de idade.

#### 1.4.5.6 Formas de administração e análise do AUDIT

Sabe-se que as primeiras questões de um questionário podem influenciar as respostas das questões subsequentes, ou seja, podem alterar os resultados do instrumento - essas ocorrências são descritas como efeitos de assimilação e de contraste. Efeitos de assimilação ocorrem quando as primeiras perguntas influenciam as respostas das demais questões no mesmo sentido; já os efeitos de contraste acontecem quando as primeiras questões influenciam as questões seguintes no sentido contrário (Bischof et al., 2005).

Bischof et al. (2005) avaliaram se as três primeiras perguntas do AUDIT inibiam respostas positivas nas questões posteriores, diminuindo, assim, sua sensibilidade. Para isso, foram aplicadas duas versões diferentes do instrumento: a versão original e uma versão modificada, na qual as três primeiras perguntas foram colocadas no final. Os autores verificaram que ambas as versões apresentavam uma consistência interna satisfatória (0,81), o que sugere que a ordem das perguntas do AUDIT não influencia os seus resultados. Do mesmo modo, os escores totais dos instrumentos não foram afetados pela ordem das perguntas.

#### 1.4.5.7 Versões abreviadas do AUDIT

Considerando a necessidade de instrumentos com aplicação mais rápida, foram desenvolvidas versões abreviadas do AUDIT. Uma vez que a sua elevada consistência interna assinala a possibilidade de se obter versões tão eficientes quanto o próprio AUDIT.

As versões breves permitem uma triagem rápida dos TRUA, desse modo, tornam-se adequadas para os serviços de saúde com alta rotatividade de pacientes. Verifica-se que a maior parte dos estudos avaliou, especialmente, o AUDIT-C e o FAST; poucos estudos analisaram as demais versões.

A menor versão abreviada é o AUDIT-3, que consiste unicamente no item três do AUDIT (Aalto et al., 2009; Bradley et al., 2003; Gómez et al., 2005; Wu et al., 2008). O AUDIT-QF inclui as duas primeiras questões do AUDIT, que avaliam a quantidade e a frequência do consumo de álcool (Aalto et al., 2009; Aalto et al., 2006). O AUDIT-PC corresponde aos itens um, dois, quatro, cinco e dez (Aertgeerts et al., 2002; Gómez et al.,

2005; Aalto et al., 2006; Wu et al., 2008). Já o AUDIT-4 inclui as questões um, dois, três e dez do AUDIT (Gual et al., 2002; Wu et al., 2008).

As qualidades psicométricas das versões AUDIT-3, AUDIT-C, AUDIT-PC e m-FAST (FAST modificado), foram avaliadas e comparadas com as do AUDIT. Todas as versões reduzidas, com exceção do m-FAST, apresentaram sensibilidades significativamente maiores que a do AUDIT. Entretanto, as versões exibiram especificidade mais baixa que a do AUDIT. A maior consistência interna foi de encontrada AUDIT-C (0,84), seguida pelo AUDIT (0,81), AUDIT-PC (0,72) e m-FAST (0,63). Deve-se destacar que os sujeitos responderam a um único teste com todas as versões combinadas, o que impossibilita a sua reproduzibilidade nas aplicações independentes (Gómez et al., 2005).

A versão intitulada de *Five-Shot* diferencia-se das demais versões do AUDIT, por pontuar as respostas de uma maneira diferente e por incorporar questões do CAGE. Essa versão integra as questões um e dois do AUDIT com os itens dois, três e quatro do CAGE (Seppä et al., 1998; Aertgeerts et al., 2002; Aalto et al., 2006).

O AUDIT-C é uma das versões mais utilizadas no mundo, corresponde às três primeiras perguntas do AUDIT (Aertgeerts et al., 2002; Bradley et al., 2003; Tsai et al., 2005; Gómez et al., 2006; Bradley et al., 2007; Bischof et al., 2007).

A validade do AUDIT-C foi analisada em um grande levantamento nacional dos EUA - *National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions* (NESARC) - em uma amostra representativa da população ( $n=43.093$ ). Essa versão apresentou elevadas áreas sob a curva com valores acima de 0,86 para rastrear TRUA, tendo o DSM-IV como padrão ouro. Nessa avaliação, foram indicados pontos de corte diferentes para homens (cinco ou mais) e mulheres (três ou mais), uma vez que proporcionavam melhores valores de sensibilidade e especificidade (Dawson et al., 2005a).

Dawson et al. (2005b), concomitantemente, avaliaram o desempenho do AUDIT-C em uma amostra do NESARC com transtornos psiquiátricos ( $n=10.380$ ). Nesse estudo, também foram observadas qualidades psicométricas satisfatórias. Deve-se considerar que no NESARC, o AUDIT-C foi integrado a uma grande sequência de questões relacionadas ao consumo de álcool. Esta sequência pode ter afetado o desempenho do instrumento em relação à sua aplicação isolada.

A eficácia do AUDIT-C foi confirmada em pacientes da atenção primária, com uma área sob a curva de 0,85 e valores de sensibilidade e especificidade entre 0,67 e 0,95 (Frank et al., 2008). Caviness e Hatgis (2009) avaliaram a validade do AUDIT-C em uma

amostra carcerária feminina, obtendo índices de sensibilidade, especificidade e acurácia superiores a 0,90 na nota de corte três.

Finalmente, o *Fast Alcohol Screening Test* (FAST) inclui as perguntas três, cinco, oito e dez, mas apresenta duas modificações em relação ao AUDIT. Na primeira questão (item três do AUDIT), a quantidade de bebidas consumidas em uma única ocasião não é mais a mesma para homens e mulheres (seis ou mais), no FAST lê-se “oito ou mais doses” para homens e “seis ou mais doses” para as mulheres. Além disso, seu último item (questão dez do AUDIT) passou a enfocar a questão em relação ao ano passado (Hodgson et al. 2002; Meneses-Gaya et al., 2009b).

O primeiro estudo de validação do FAST avaliou pacientes de serviços de emergências da Inglaterra e utilizou o próprio AUDIT como padrão ouro. Esse estudo teve por objetivo avaliar a possibilidade de usar cada pergunta como um filtro sequencial de seleção e examinar se uma única questão poderia rapidamente selecionar uma grande porcentagem da amostra com TRUA. Verificou-se que a questão três do AUDIT identificou 66% dos pacientes com TRUA, e a junção dela com os itens cinco, oito e dez completava a seleção. Dessa forma, a combinação dessas perguntas originou o FAST, que obteve valores de sensibilidade e de especificidade superiores a 0,89 (Hodgson et al., 2002).

Posteriormente, os mesmos autores analisaram e compararam o FAST com o *Paddington Alcohol Test* (PAT) e CAGE. Nessa avaliação, o FAST apresentou os melhores resultados, com valores de sensibilidade de 0,93 e especificidade de 0,88 no ponto de corte três ou mais. Convém ressaltar que o CAGE obteve o menor índice de sensibilidade (Hodgson et al., 2003). Gómez et al. (2005) analisou o FAST adotando a quantidade de consumo semanal de etanol (280g para homens e 168g para as mulheres) como medida comparativa. Nesse estudo, o FAST apresentou sensibilidade de 0,80 e especificidade de 0,94 no ponto de corte três.

Os resultados das análises psicométricas do FAST apontam sua eficácia no rastreamento de TRUA. Entretanto, alguns estudos não utilizaram medidas comparativas adequadas. Dessa forma, verifica-se a necessidade de novos estudos de validação do FAST.

Os estudos apresentados indicam a validade das versões breves do AUDIT. Ressalta-se que não foram identificados estudos dessas versões no Brasil. As qualidades psicométricas dessas versões podem ser conferidas na Tabela 2.

**Tabela 2** - Sensibilidade, especificidade, valor preditivo positivo, valor preditivo negativo, e áreas sob a curva ROC dos estudos do AUDIT e de suas versões abreviadas.

Estudos	Medidas diagnósticas	Testes	Categorias de uso	Cutoff	S	E	VPP	VPN	ASC
Aertgeerts et al., 2002	CIDI (DSM-IV)	AUDIT AUDIT AUDIT-C AUDIT-PC FIVE SHOT CAGE		5 8 5 5 2,5 1	0,83 0,66 0,69 0,69 0,79 0,72	0,85 0,96 0,87 0,91 0,88 0,85	0,44 0,68 0,42 0,53 0,48 0,41	0,97 0,95 0,96 0,95 0,97 0,96	0,86 0,86 0,84 0,86 0,86 0,80
Gual et al., 2002		AUDIT-3 (M) AUDIT-4 (M) AUDIT (M) AUDIT-3 (F) AUDIT-4 (F) AUDIT(F)		5 7 7 4 5 5	0,92 0,83 0,87 0,91 0,73 0,73	0,74 0,89 0,81 0,68 0,96 0,96	0,72 0,85 0,77 0,21 0,61 0,61	0,82 0,87 0,83 0,70 0,94 0,94	0,91 0,92 0,92 0,96 0,94 0,87
	Diagnóstico clínico 280g/semana para homem 168g/semana para mulher								
Hodgson et al., 2002	AUDIT	FAST			—	0,91	0,93	—	—
Rumpf et al., 2002		AUDIT-C	Consumo de risco	4 5	0,94 0,74	0,65 0,83	—	—	0,87
	DSM-IV criteria and risk drinking (280g homem, 168g mulher)		Abuso	4 5	0,83 0,56	0,62 0,81	—	—	0,79
			Dependência	4 5	0,96 0,88	0,62 0,81	—	—	0,93
			TRUA	4 5	0,93 0,74	0,66 0,85	—	—	0,88
Bradley et al., 2003	DSM-IV	AUDIT-C (M) AUDIT-C (F)		4 3	0,86 0,73	0,89 0,91	—	—	0,94 0,90
Bradley et al., 2003	AUDADIS (DSM-IV)	AUDIT C AUDIT C (mod) AUDIT-3 AUDIT-3 (mod) AUDIT AUDIT (mod)		2 2 1 1 2 2	0,81 0,84 0,45 0,69 0,87 0,89	0,86 0,85 0,96 0,94 0,71 0,71	0,6 0,6 0,11 0,11 0,3 0,3	0,22 0,18 0,57 0,34 0,19 0,16	0,91 0,92 0,71 0,81 0,87 0,89
Hodgson et al., 2003	AUDIT	FAST CAGE PAT		— — —	0,93 0,40 0,70	0,88 0,98 0,85	— — —	— — —	— — —
Matano et al., 2003	5 drinks/ homens, 4/mulheres	AUDIT-3	Abuso	1	0,73	0,93	—	—	—
Philpot et al., 2003	> 21/14 unidades por semana > 42/28 unidades por semana	AUDIT AUDIT-5 CAGE AUDIT AUDIT-5 CAGE	> 21/14 unid. por semana  > 42/28 unid. por semana	7/8 4/5 1/2 7/8 4/5 1/2	0,69 0,80 0,63 0,78 0,78 0,33	0,96 0,95 0,92 0,92 0,91 0,96	0,73 0,67 0,33 0,44 0,39 0,38	— — — — — —	0,96 0,96 0,78 0,96 0,96 0,78
Dawson et al., 2005a	AUDADIS-IV (DSM-IV)	AUDIT - C (uso-último ano) AUDIT - C (população total)	Dependência Consumo de risco Dependência Consumo de risco	5 4 4 4 3 4	0,83 0,84 0,93 0,91 0,96 0,93	81,3 0,73 0,86 0,80 0,74 0,92	— — — — — —	— — — — — —	0,89 0,86 0,97 0,93 0,98 0,98

S= Sensibilidade; E= Especificidade; VPP= Valor Preditivo Positivo; VPN= Valor Preditivo Negativo; ASC= Área Sob a Curva; TRUA= Transtornos Relacionados ao Uso de Álcool; (M)= Amostra Masculina; (F)= Amostra Feminina; m-FAST= FAST-modificado; CID-10= Classificação Internacional de Doenças-Décima edição; DSM-IV= *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-Fourth Edition*; DSM-IIIR= *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-Third Edition Revised*; CIDI= *Composite International Diagnostic Interview*; M-CIDI Munich-Composite International Diagnostic Interview; AUDADIS= *Alcohol Use Disorder and Associated Disabilities Interview Schedule*; AUDADIS-IV= *Alcohol Use Disorder and Associated Disabilities Interview Schedule- Fourth Edition*.

Continua...

*Continuação...*

Estudos	Medidas diagnósticas	Testes	Categorias de uso	Cutoff	S	E	VPP	VPN	ASC
Dawson et al., 2005b	AUDADIS-IV (DSM-IV)	AUDIT - C (c/ transtorno de humor) AUDIT - C (c/ transtorno de ansiedade) AUDIT - C (c/ transtorno de personalidade)	Dependência TRUA Consumo de risco Dependência TRUA Consumo de risco Dependência TRUA Consumo de risco	5 4 4 5 4 4 5 5 4	0,80 0,81 0,83 0,80 0,83 0,84 0,85 0,75 0,86	0,83 0,76 0,89 0,83 0,77 0,91 0,80 0,84 0,88	_____	_____	0,89 0,86 0,94 0,89 0,88 0,95 0,89 0,87 0,95
Gómez et al., 2005	280g semana para homem 168g semana para mulher	AUDIT AUDIT-3 AUDIT-C AUDIT-PC m-FAST		8 1 3 5 3	0,81 0,83 1 0,98 0,80	0,95 0,91 0,79 0,91 0,94	0,67 0,55 0,39 0,59 0,63	0,97 0,98 1,00 1,00 0,97	0,97 0,89 0,97 0,97 0,93
Tsai et al., 2005	CID-10	AUDIT AUDIT-C AUDIT AUDIT-C	Uso nocivo Dependência	8 3 11 5	0,96 0,98 0,94 0,94	0,85 0,73 0,63 0,58	0,85 0,76 0,31 0,29	0,96 0,98 0,98 0,98	0,93 0,92 0,84 0,86
Dewostet al., 2006	DSM-IV	AUDIT (M) FACE (M) AUDIT (F) FACE (F) AUDIT FACE	Uso nocivo Abuso ou dependência	6 4 5 3 12 8	0,77 0,88 0,63 0,84 0,69 0,75	0,84 0,74 0,95 0,84 0,98 0,96	0,53 0,43 0,56 0,36 0,71 0,55	0,94 0,98 0,96 0,98 0,98 0,98	_____
Aalto et al., 2006	140g por semana	AUDIT AUDIT-C FIVE SHOT AUDIT-PC AUDIT-3 AUDIT-QF CAGE		6 5 2 4 2 4 1	0,87 0,84 0,93 0,93 0,64 0,87 0,58	0,88 0,88 0,83 0,87 0,92 0,90 0,79	0,32 0,31 0,27 0,33 0,34 0,37 0,15	0,99 1,00 0,99 1,00 0,98 0,99 1,00	0,94 0,94 0,92 0,93 0,87 0,94 0,70
Gómez et al., 2006	280 g /semana para homem 168 g/semana para mulher	AUDIT AUDIT-C AUDIT AUDIT-C	> 65 anos <65 anos	_____ _____ _____ _____	0,67 1,00 0,84 1,00	0,95 0,81 0,95 0,79	_____	_____	_____
Seale et al., 2006		AUDIT-C	Dependência Consumo de risco TRUA TRUA ou cons. de risco	4 5 4 5 4 5	0,94 0,94 0,85 0,65 0,74 0,62	0,49 0,58 0,77 0,89 0,70 0,89	0,25 0,29 _____	0,98 0,98 _____	_____
Bischof et al., 2007	M-CIDI	AUDIT AUDIT-C	TRUA ou cons. de risco	_____ _____	_____	_____	_____	_____	0,97 0,93
Rodríguez et al..2007	AUDIT	AUDIT-C (M) AUDIT-C (F)		5 4	0,76 1,00	0,73 0,95	0,66 0,83	0,82 0,52	_____
Tuunanen et al., 2007		AUDIT AUDIT-C AUDIT-3		8 6 2	_____	_____	_____	_____	0,82 0,83 0,78

S= Sensibilidade; E= Especificidade; VPP= Valor Preditivo Positivo; VPN= Valor Preditivo Negativo; ASC= Área Sob a Curva; TRUA= Transtornos Relacionados ao Uso de Álcool; (M)= Amostra Masculina; (F)= Amostra Feminina; m-FAST= FAST-modificado; CID-10= Classificação Internacional de Doenças-Décima edição; DSM-IV= *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-Fourth Edition*; DSM-IIIR= *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-Third Edition Revised*; CIDI= *Composite International Diagnostic Interview*; M-CIDI *Munich-Composite International Diagnostic Interview*; AUDADIS= *Alcohol Use Disorder and Associated Disabilities Interview Schedule*; AUDADIS-IV= *Alcohol Use Disorder and Associated Disabilities Interview Schedule- Fourth Edition*.

## **Objetivo Geral**

---

## 2 OBJETIVO GERAL

Avaliar a fidedignidade, validade e composição fatorial de instrumentos de rastreamento para avaliação de indicadores de transtornos depressivos, abuso e dependência de álcool e dependência de nicotina, em três amostras de adultos brasileiros, a saber: pacientes psiquiátricos, pacientes clínicos e estudantes universitários.

### 2.1 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Aferir a fidedignidade e validade preditiva da versão traduzida e adaptada para o português do Brasil do PHQ-2, para rastrear indicadores de transtornos depressivos, em duas amostras clínicas.

- Avaliar a fidedignidade, a validade preditiva e realizar a análise fatorial da versão traduzida e adaptada para o português do Brasil do WHO-5, para detectar indicadores de transtornos depressivos, em duas amostras clínicas.

- Aferir a fidedignidade, a validade preditiva e realizar a análise fatorial da versão traduzida e adaptada para o português do Brasil do FTND, para rastrear dependência de nicotina, em amostras clínicas e não-clínica.

- Avaliar a validade preditiva do HSI como instrumento de rastreamento de dependência de nicotina, em duas amostras clínicas. Analisar a validade concorrente do HSI em relação ao FTND.

- Traduzir e adaptar para o português do Brasil o FAST, aferir a sua fidedignidade, validade preditiva e validade concorrente, para detectar abuso e dependência de álcool, em amostras clínicas e não-clínica.

- Realizar o estudo da análise fatorial e avaliar a fidedignidade da versão traduzida e adaptada para o português do AUDIT, em duas amostras clínicas.

- Avaliar a validade preditiva das versões breves do AUDIT (AUDIT-3, AUDIT-4, AUDIT-C, AUDIT-PC, AUDIT-QF, FIVE-SHOT) para rastrear abuso e dependência de álcool, em duas amostras clínicas.
- Comparar as propriedades psicométricas das versões breves do AUDIT e da versão traduzida e adaptada para o português do Brasil do CAGE, com os 10-itens do AUDIT.
- Avaliar a comorbidade entre os diagnósticos de transtornos depressivos, transtornos relacionados ao uso de álcool e dependência de nicotina, em uma amostra clínica.

## Método

---

## 3 MÉTODO

### 3.1 CARACTERIZAÇÃO DOS LOCAIS DOS ESTUDOS

O presente estudo teve como fontes de sujeitos pacientes psiquiátricos do Centro de Atenção Psicossocial - Álcool e Drogas (CAPS-AD), pacientes clínicos atendidos no Pronto Socorro de Referência, Dr. João Ribeiro Conrado (PS), e estudantes da Universidade de Franca (UNIFRAN). Todas as instituições estão situadas na cidade de Franca, no nordeste do estado de São Paulo – Brasil.

Fundado em 1992, o Pronto Socorro atende a cidade de Franca e aos 22 municípios que compõem a Direção Regional de Saúde de Franca – DIR XIII. Na ocasião da pesquisa, essa DIR contava com uma população de 626.643 habitantes. Neste ano, o Pronto Socorro atendia em média quinhentos pacientes por dia. Sua equipe técnica era composta por médicos, enfermeiros padrões, auxiliares e técnicos de enfermagem, técnico em radiologia e assistente social, que ofereciam somente atendimentos de urgências e emergências, não oferecendo atendimentos em especialidades.

O CAPS-AD atende aos pacientes encaminhados pelo Sistema Único de Saúde (SUS) de Franca e dos 22 municípios da DIR XIII. Sua equipe técnica era formada por médico psiquiatra, médico clínico-geral, psicólogo, enfermeiro, auxiliar de enfermagem, assistente social e terapeuta ocupacional. No período da pesquisa, atendia cerca de quarenta pacientes por dia em tratamento intensivo (todos os dias no período da manhã), semi-intensivo (três vezes por semana no período da tarde) e não-intensivo (uma vez por semana).

A UNIFRAN é uma instituição universitária particular, que foi fundada em 1970. No momento do estudo, oferecia 11 cursos na área de Ciências Biológicas e da Saúde, oito cursos na área de Ciências Humanas e Artes, sete cursos na área de Ciências Exatas e Tecnológicas e cinco cursos na área de Ciências Jurídicas e Sociais.

### 3.2 PARTICIPANTES

Os critérios de inclusão adotados em todos os estudos foram: indivíduos de ambos os sexos, maiores de 18 anos, de qualquer nível socioeconômico, que aceitaram participar do estudo e que assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (Anexo A). Na seleção das amostras clínicas, foram excluídos os pacientes em estado grave de saúde e com confusão mental. Convém ressaltar que, nos estudos psicométricos do FTND e do HSI, foram excluídos os sujeitos que não fumavam.

Para o estudo da fidedignidade teste-reteste do FTND, FAST e CAGE, foram convidados 491 alunos de quatro cursos das áreas de Ciências Biológicas e da Saúde da UNIFRAN. Desses 491 universitários, 25(5%) não concordaram em participar do estudo, e 37(8%) alunos que participaram da primeira aplicação não estavam presentes nas salas de aulas durante a segunda aplicação, não concluindo a avaliação. Desse modo, a amostra final do estudo foi de 429 estudantes.

Para compor a amostra do estudo da fidedignidade interavaliadores do PHQ-2, WHO-5, FTND, AUDIT, FAST e do CAGE foram convidados 43 pacientes do CAPS-AD, dos quais 2(5%) não concordaram em participar, e 1(2%) paciente foi excluído por apresentar confusão mental, restando uma amostra de quarenta pacientes para o estudo.

Participaram dos estudos da validade preditiva, consistência interna e análise factorial dos instrumentos duas amostras clínicas distintas (pacientes do PS e do CAPS-AD). No PS foram convidados 491 pacientes, dos quais 28(5,7%) não concordaram em participar do estudo, 10(2%) precisaram sair antes de completar as entrevistas, e 4(0,8%) apresentavam confusão mental. Dessa forma, a amostra final foi de 449 pacientes do PS.

Para constituir a segunda amostra clínica, foram convidados 88 pacientes do CAPS-AD que não havia participado do estudo de fidedignidade interavaliadores, desses, 5(6%) sujeitos não quiseram participar do estudo, e 2(2%) apresentaram confusão mental, restando uma amostra de 81 pacientes. Desse modo, a amostra total dos estudos foi de 530 sujeitos [449(85%) do PS e 81(15%) do CAPS-AD].

Para o estudo da comorbidade entre os diagnósticos de depressão, abuso e dependência de álcool e dependência de nicotina, utilizaram-se os dados da amostra de pacientes do PS (n=449) do estudo da validade.

### 3.3 INSTRUMENTOS

#### 3.3.1 *Patient Health Questionnaire - Two items* (PHQ-2)

O PHQ-2 consiste em dois itens que medem a frequência do humor deprimido e anedonia, suas respostas são pontuadas numa escala de *likert* de zero a três, com pontuações totais de zero a seis. No PHQ-2 os escores elevados são indicadores de maior intensidade dos sintomas depressivos (Kroenke et al., 2003).

Na presente pesquisa, foi utilizada a versão do PHQ-2 proveniente da versão em português do PHQ-9, que foi traduzida e adaptada para o Brasil pela Pfizer, sendo nomeada de Questionário Sobre a Saúde do Paciente-9 (Anexo B). Deve-se considerar que a Pfizer autorizou a utilização do PHQ-2 nesse estudo (Copyright © 2005 Pfizer Inc., New York, NY – Anexo C).

#### 3.3.2 *Well-Being Index-5* (WHO-5 - Versão 1)

O WHO-5 é composto por cinco itens que avaliam indicadores de transtornos depressivos, incluindo a sua frequência nas últimas duas semanas. No WHO-5 (versão-1), a primeira questão é formulada negativamente e as demais positivamente. Suas respostas são pontuadas numa escala *likert* de zero a três, com escores totais de zero a 15, sendo os escores elevados indicadores de maior bem-estar. No Brasil, o WHO-5 (versão-1) foi traduzido e adaptado para o português por Azevedo-Marques em 2009 (Anexo D).

#### 3.3.3 *Fagerström Test for Nicotine Dependence* (FTND)

O FTND é um questionário de seis itens, com escores totais de zero a dez. As questões do FTND são pontuadas de formas diferentes - os itens um e quatro são pontuados de zero a três, os demais itens, admitem resposta em zero e um. Os escores obtidos no teste

permitem classificar a dependência física de nicotina em cinco níveis: muito baixa (0 a 2 pontos); baixa (3 a 4 pontos); moderada (5 pontos); alta (6 a 7 pontos); e muito alta (8 a 10 pontos) (Heatherton et al., 1991). O FTND foi adaptado e validado para o português do Brasil por Carmo e Pueyo em 2002 (Anexo E).

### 3.3.4 Heaviness of Smoking Index (HSI)

Consiste em dois itens do FTQ, relacionados ao tempo do primeiro cigarro e a quantidade de consumo diário (questões um e quatro do FTND). Apresenta uma pontuação em escala *likert* de zero a três, com escores totais de zero a seis (Heatherton et al., 1989). Nesse estudo, o HSI não foi aplicado de maneira isolada, foi avaliado a partir das questões retiradas do FTND.

### 3.3.5 Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT)

O AUDIT foi desenvolvido pela Organização Mundial de Saúde no final dos anos oitenta, sendo traduzido e validado para o português do Brasil por Figlie et al. em 1997 (Anexo F).

O AUDIT é constituído por dez itens, pontuados em uma escala *likert* de zero a quatro, com escores totais de zero a quarenta. Originalmente, era recomendado o ponto de corte oito para avaliar dependência de álcool. Contudo, estudos posteriores indicaram a necessidade de utilizar pontos de cortes diferentes, pois apresentavam melhores valores de sensibilidade e especificidade (Reinert e Allen, 2007; Meneses-Gaya et al., 2009b).

**AUDIT-3:** consiste apenas no item três do AUDIT, assim, seus escores totais variam de zero a quatro, sendo a nota de corte um a mais indicada pelos autores.

**AUDIT-C:** corresponde às três primeiras questões do AUDIT. Sua pontuação total varia de zero a 12, sendo o ponto de corte cinco o mais recomendado pela literatura.

**AUDIT-QF:** inclui as duas primeiras questões do AUDIT, que avaliam a quantidade e a frequência do consumo de álcool. Os escores totais vão de zero a oito, o ponto de corte quatro é o mais indicado nos estudos de validade.

**AUDIT-PC:** consiste nas questões um, dois, quatro, cinco e dez do AUDIT. Sua pontuação total varia de zero a 20, sendo o ponto de corte cinco o mais recomendado entre os autores.

**AUDIT-4:** corresponde aos itens um, dois, três e dez do AUDIT. Seus escores variam de zero a 16, sendo a nota de corte maior ou igual a cinco a mais indicada.

**Five-Shot:** diferencia-se das demais versões, por incorporar questões do CAGE e por pontuar as questões do AUDIT de modo particular. Integra as questões um e dois do AUDIT com os itens dois, três e quatro do CAGE. No *Five-Shot*, as duas primeiras questões (itens do AUDIT) oferecem quatro alternativas de resposta com pontuações de zero a dois (0= nenhuma; 0,5= uma ou menos de uma vez por mês; 1= 2 a 4 vezes por mês; 1,5= 2 a 3 vezes por semana; 2= 4 ou mais vezes por semana), já as três últimas (questões do CAGE) são pontuadas em zero ou um. Assim, seus escores totais variam de zero a sete, sendo o ponto de corte dois o mais indicado na literatura (Seppä et al., 1998; Aertgeerts et al., 2002; Aalto et al., 2006).

### 3.3.6 Fast Alcohol Screening Test (FAST)

Traduzido e adaptado para o português do Brasil como parte desse estudo. Consiste nas questões três, cinco, oito e dez do AUDIT, pontuadas em uma escala *likert* de zero a quatro, com escores totais de zero a 16 (Anexo G).

O FAST apresenta duas modificações em relação ao AUDIT, na primeira questão (item três do AUDIT), a quantidade de bebidas consumidas em uma única ocasião não é mais a mesma para homens e mulheres. Além disso, o último item do FAST (questão dez do AUDIT) passou a enfocar a questão em relação ao ano passado.

### 3.3.7 CAGE

Concebido como instrumento para detecção de alcoolismo por Ewing e Rouse em 1968 (Ewing et al., 1984), teve seu primeiro estudo de validação publicado em 1974 (Mayfield et al., 1974).

O CAGE é composto por quatro itens, que admitem respostas do tipo sim ou não, pontuadas em zero e um, com escores totais de zero a quatro. O escore de dois ou mais indica resultado positivo no teste.

A sigla CAGE é derivada das palavras-chave contidas em cada uma de suas questões em inglês:

C - *Cut down* - “*Have you ever felt you should cut down on your drinking?*”

A - *Annoyed* - “*Have people annoyed you by criticizing your drinking?*”

G - *Guilty* - “*Have you ever felt bad or guilty about your drinking?*”

E - *Eye opener* - “*Have you ever had a drink first thing in the morning to steady your nerves or to get rid of a hangover?*”

No Brasil, foi traduzido e validado por Mansur e Monteiro em 1983, com resultados de sensibilidade de 0,88 e especificidade de 0,83 (Anexo H).

### 3.3.8 Entrevista Clínica Estruturada para os Transtornos do DSM-IV – Versão Clínica

Versão devidamente traduzida e adaptada para o português do Brasil da *Structured Clinical Interview for DSM-IV Disorders – Clinician Version* (Del-Ben et al., 2001).

A SCID-CV é uma entrevista diagnóstica semiestruturada, composta por três partes: a) uma Revisão Geral da história do entrevistado, que introduz a entrevista e inicia o relacionamento entrevistador-entrevistado, b) o Livro de Administração, com as perguntas relativas aos critérios diagnósticos de cada categoria diagnóstica, c) a Folha de Resposta, em que são marcadas as respostas para essas perguntas.

Sua administração deve ser realizada por profissionais especializados em saúde mental, com experiência e formação específica em clínica psiquiátrica, pois pressupõe um conhecimento extenso nessa área.

Apresenta seções relativas a várias categorias diagnósticas de transtorno mental e, no presente estudo, foram utilizadas aquelas referentes aos quadros depressivos, transtornos mentais devido ao álcool e transtornos mentais devido às substâncias psicoativas não-álcool, essa última aplicada para diagnosticar a síndrome de dependência à nicotina.

### 3.3.9 Questionário de Identificação

Constituído por itens relacionados à caracterização sociodemográfica dos participantes, visa obter as seguintes informações: idade, gênero, estado civil, escolaridade, raça, religião, situação laboral e nível socioeconômico. Este último avaliado de acordo com o Critério de Classificação Socioeconômica do Brasil (CCSEB) da Associação Brasileira de Pesquisa de Mercado (ABIPEME) de 1997 (Anexo I).

## 3.4 PROCEDIMENTOS

### 3.4.1 Tradução e adaptação do FAST para o português

O FAST foi traduzido de sua versão original em inglês para o português, de modo independente, por dois médicos psiquiatras, uma psicóloga clínica e uma enfermeira psiquiátrica, todos com boa formação na língua inglesa. As quatro versões foram comparadas e discutidas, chegando-se a uma versão comum, que foi avaliada por um psiquiatra especialista em álcool e drogas, que participou da tradução e adaptação para o português do AUDIT (instrumento do qual o FAST é derivado). Esta foi então retrotraduzida por um psiquiatra bilíngue que não teve acesso à versão original em inglês, tendo sido apresentada aos autores da escala original para apreciação.

Com objetivo de verificar a compreensão semântica do instrumento, foi realizado um teste piloto com dez pacientes internados em um hospital psiquiátrico e no CAPS-AD.

O FAST foi aplicado individualmente pela psicóloga colaboradora, sendo essa avaliação supervisionada pela pesquisadora. Após o preenchimento, procedeu-se à leitura conjunta do instrumento, discutindo-se a compreensão das instruções, dos itens e das alternativas de pontuação. Nessa avaliação, foram observadas pequenas dificuldades isoladas de compreensão, que não ocasionaram em sugestões de modificações nas versões finais.

Os autores do FAST não fizeram sugestões de modificação, considerando a versão adequada e oficial para o Brasil (Anexo J).

### 3.4.2 Treinamento dos avaliadores

Uma psicóloga colaboradora foi treinada pelos pesquisadores para realizar a aplicação dos instrumentos de rastreamento. Esse treinamento consistiu em:

- Discussões sobre os objetivos da pesquisa;
- Apresentação dos instrumentos de rastreamento e esclarecimento de dúvidas quanto aos mesmos;
- Discussões sobre as atitudes adequadas e inadequadas do aplicador;
- Trabalho piloto com entrevistas supervisionadas por um dos pesquisadores.

A psicóloga foi habilitada para a realização da coleta de dados, somente depois desse processo.

Para aplicação da SCID, a autora desse projeto participou de um treinamento que consistiu em:

- Discussões sobre a SCID;
- Aplicações da SCID supervisionadas por um pesquisador experiente.

### 3.4.3 Coleta de dados

A coleta de dados foi realizada pela autora e por uma psicóloga colaboradora em 2006.

- No estudo da fidedignidade teste-reteste, as aplicações dos instrumentos de rastreamento foram coletivas e conduzidas nas salas de aulas. Procurou-se evitar a coleta em dias de provas, e foram priorizadas as aulas das disciplinas com o maior número de alunos matriculados. As aplicações dos testes foram conduzidas pelas duas avaliadoras, de forma a garantir a pronta assistência aos participantes.

Inicialmente, foi solicitada ao docente responsável pela disciplina a autorização para aplicação dos testes no período da aula. Após a permissão, as avaliadoras informaram os alunos sobre os objetivos do estudo e os convidaram a participar. Em seguida, os estudantes receberam o TCLE, que foi lido pela aplicadora e acompanhado pelos estudantes. Ao término da leitura, solicitou-se que permanecessem na sala apenas os que concordassem em participar

do estudo. Estes assinaram o termo, entregando uma cópia ao aplicador e permanecendo com outra cópia. Os universitários que não concordaram em participar do estudo ou que não assinaram o TCLE, por qualquer motivo, foram dispensados da atividade. É preciso considerar que não foi mencionado aos alunos que ocorreria uma segunda aplicação após quinze dias.

Os estudantes receberam uma apostila contendo o questionário de identificação e os instrumentos de rastreamento (FTND, FAST e CAGE). O aplicador informou que as instruções dos instrumentos estavam especificadas por escrito, que o tempo para responder era livre, e que, à medida que iam terminando, poderiam entregar o caderno e deixar a sala. Informou-se, ainda, que, se tivessem qualquer dúvida, deveriam levantar a mão para que fossem atendidos individualmente pelo aplicador ou pelo auxiliar.

A segunda aplicação ocorreu após quinze dias e seguiu o mesmo modelo da primeira. Nessa fase foram retomadas as informações necessárias e esclarecidas as dúvidas apresentadas.

- No estudo da fidedignidade entre diferentes avaliadores, as avaliações dos pacientes do CAPS-AD foram conduzidas individualmente em uma sala reservada, onde estavam presentes as duas aplicadoras. Enquanto uma delas aplicava os instrumentos de rastreamento (PHQ-2, WHO-5, FTND, AUDIT, FAST e o CAGE), a outra realizava o registro separado das respostas dos sujeitos, em outra apostila.

Não houve comunicação entre as avaliadoras, ou seja, os registros das respostas foram realizados de maneira particular por cada uma das pesquisadoras e colocados em envelopes individuais.

- Os estudos da validade preditiva, da consistência interna e análise fatorial dos instrumentos foram realizados em duas amostras clínicas (pacientes do PS e do CAPS-AD). No PS, foram convidados para participar da pesquisa os pacientes que estavam na fila de espera para o atendimento médico. Para obter a amostra desejada, as pesquisadoras realizaram plantões nos períodos diurnos e noturnos, por vários dias. No CAPS-AD, foram avaliados os pacientes que concordaram em participar do estudo mediante o convite individual das pesquisadoras.

Todas as entrevistas foram conduzidas individualmente em uma sala reservada, onde estavam presentes apenas a aplicadora e o sujeito. Inicialmente, os sujeitos responderam ao questionário de identificação e aos instrumentos de rastreamento (PHQ-2, WHO-5, FTND, AUDIT, FAST e CAGE), que foram aplicados pela psicóloga colaboradora. Logo após, os

sujeitos se dirigiram para outra sala, para participarem de uma entrevista com a SCID, que foi realizada pela autora que estava cega em relação aos resultados dos outros instrumentos.

#### 3.4.4 Tratamento dos dados

- Nos estudos da fidedignidade, foi avaliado o grau de concordância entre as avaliações, ou seja, entre a primeira e segunda aplicação (teste-reteste) e entre as duas avaliações (interavaliadores). O coeficiente de fidedignidade foi estimado por meio do *kappa* para os itens individuais e do coeficiente de correlação intraclass (CCI) para o escore total. Considerou-se o valor máximo de um uma concordância perfeita; os valores acima de 0,75, uma concordância excelente; entre 0,40 e 0,75, concordância satisfatória; e abaixo de 0,40, insatisfatória (Fleiss, 1981).

- No estudo da validade preditiva, foram construídas curvas ROC (*Receiver Operating Characteristics*) para examinar os pontos de corte dos instrumentos que correspondiam aos diagnósticos da SCID (distinguindo verdadeiros positivos *versus* falsos positivos). A partir das curvas ROC, foram avaliadas as áreas sob as curvas (ASC) para verificar a capacidade discriminativa das escalas de rastreamento. Foram calculados a sensibilidade (S), especificidade (E), valores preditivos positivos (VPP), valores preditivos negativos (VPN) e acurácia (Ac), para todos os pontos de corte dos instrumentos, sendo determinadas notas de corte que maximizavam conjuntamente a sensibilidade, a especificidade e que apresentavam os melhores valores de acurácia.

- A validade concorrente entre as escalas foi analisada por meio do coeficiente de correlação de *Spearman*. Esse coeficiente varia de menos um a um, sendo que, quanto mais próximo de um, maior a correlação positiva entre duas variáveis quantitativas; quanto mais próximo de menos um, maior a correlação inversa entre duas variáveis.

- Para verificar a consistência interna dos diversos instrumentos de rastreamento, foi utilizado o coeficiente alfa de *cronbach*. Nessa avaliação, foram considerados satisfatórios os valores acima de 0,60, que é valor mínimo tradicionalmente recomendado (Nunnally e Bernstein, 1994).

- Na análise fatorial, para examinar a adequação da amostra, calculou-se o índice de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO). Para a realização da análise fatorial exploratória, foi

utilizado o método de análise dos componentes principais, de acordo com os critérios de Kaiser (autovalor  $> 1$ ). Tal procedimento foi realizado via software SAS versão 9.0.

- No estudo da comorbidade, para quantificar as possíveis associações, foi utilizado o modelo de regressão logística. Foram calculados *odds ratios* brutos (variável resposta cruzada com uma variável explicativa) e também *odds ratios* ajustados por todas as variáveis explicativas.

- O nível de significância considerado foi de  $p \leq 0,05$ , com intervalo de confiança (IC) de 95%, para todos os testes estatísticos aplicados. As análises estatísticas foram realizadas pelo pacote estatístico *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) para Windows®, versão 13.0.

### 3.5 ASPECTOS ÉTICOS

O presente projeto foi analisado e aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa Médica da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto – USP, em sua 216º Reunião Ordinária, de acordo com o Processo HCRP número: 15402/2005 (Anexo L).

A Secretaria Municipal de Saúde de Franca, a coordenação técnica do CAPS-AD e do PS, bem como a Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação da UNIFRAN, também analisaram o projeto e autorizaram a realização do estudo.

A participação nesse estudo foi absolutamente voluntária. Todos os participantes receberam duas vias do TCLE, com informações sobre as justificativas, objetivos, procedimentos, riscos e benefícios da pesquisa. Foram aceitos, no estudo, somente aqueles voluntários que devidamente assinaram o TCLE.

Foi assegurada aos sujeitos a total liberdade de recusa ou de retirada do seu consentimento, em qualquer momento no transcorrer da pesquisa, sem qualquer prejuízo ou constrangimento. A todos os voluntários, foi garantido o direito de receber esclarecimentos de dúvidas pertinentes à pesquisa e de obter informações atualizadas sobre o estudo. Da mesma forma, foi assegurado o sigilo das informações e a não identificação dos participantes.

## **Resultados**

---

## 4 RESULTADOS

A caracterização sociodemográfica dos sujeitos será apresentada por estudos psicométricos (validade, análise fatorial, fidedignidade teste-reteste e interavaliadores), já que em cada uma dessas análises foram utilizadas amostras diferentes.

Convém ressaltar que, as características sociodemográficas das amostras de fumantes incluídas nas avaliações do FTND e do HSI serão apresentadas separadamente, uma vez que, nesses estudos, foram excluídos os sujeitos que não fumavam.

Os resultados obtidos nas avaliações dos instrumentos de rastreamento de transtornos depressivos, dependência de nicotina, abuso e dependência de álcool serão apresentados individualmente por instrumento.

### 4.1 CARACTERIZAÇÃO SOCIODEMOGRÁFICA DAS AMOSTRAS

Para atender aos objetivos propostos, foram utilizadas três amostras distintas: pacientes psiquiátricos do CAPS-AD, pacientes clínicos do PS e estudantes universitários da UNIFRAN.

#### 4.1.1 Amostra de sujeitos dos estudos da fidedignidade teste-reteste

Uma amostra final de 429 estudantes universitários participou do estudo da fidedignidade teste-reteste do FAST e do CAGE. As características sociodemográficas dessa população podem ser avaliadas na Tabela 3.

**Tabela 3:** Caracterização sociodemográfica da amostra total incluída nos estudos da fidedignidade teste-reteste.

VARIÁVEIS	UNIVERSITÁRIOS (n=429)
<b>Gênero [% (n)]</b>	
Masculino	34 (147)
Feminino	66 (282)
<b>Idade Média (DP)</b>	23 (6)
<b>Cursos [% (n)]</b>	
Técnico em Radiologia	39 (165)
Enfermagem	28 (122)
Odontologia	17 (73)
Medicina Veterinária	16 (69)
<b>Ano Letivo [% (n)]</b>	
Primeiro	50 (216)
Segundo	22 (94)
Terceiro	21 (90)
Quarto	7 (29)

n= frequência; % = porcentagem; DP= desvio padrão

Os alunos eram provenientes de quatro cursos da área da saúde, dos quais 50% frequentavam o primeiro ano letivo. A amostra era predominantemente feminina (66%), com idade média de 23 anos. Não foram encontradas diferenças significativas entre a amostra incluída e a excluída.

#### 4.1.2 Amostra de sujeitos dos estudos da fidedignidade interavaliadores

Um total de quarenta pacientes do CAPS-AD participaram do estudo da fidedignidade interavaliadores dos instrumentos, a saber: PHQ-2, WHO-5, AUDIT, FAST e do CAGE. A caracterização sociodemográfica dessa amostra pode ser observada na Tabela 4.

**Tabela 4:** Caracterização sociodemográfica da amostra total incluída nos estudos da fidedignidade interavaliadores.

VARIÁVEIS	CAPS-AD (n=40)
<b>Gênero [% (n)]</b>	
Masculino	90 (36)
Feminino	10 (4)
<b>Idade Média (DP)</b>	42 (12,5)
<b>Estado civil [% (n)]</b>	
Casado/ relação estável	35 (14)
Solteiro	42,5 (17)
Divorciado/ viúvo	22,5 (9)
<b>Escolaridade [% (n)]</b>	
Nenhuma/ primário (incompleto e completo)	55 (22)
1º grau (incompleto e completo)	15 (6)
Colegial/ universitário (incompleto e completo)	30 (12)
<b>Raça (IBGE) [% (n)]</b>	
Branca	67,5 (27)
Não branca	32,5 (13)
<b>Religião [% (n)]</b>	
Pentecostais	10 (4)
Não pentecostais	90 (36)
<b>Situação laboral [% (n)]</b>	
Autônomo/ empregado	20 (8)
Cuidando do lar	2,5 (1)
Estudante	0
Desempregado/ afastado	70 (28)
Aposentado (invalides e idade)	7,5 (3)
<b>Nível Socioeconômico [% (n)]</b>	
A/B	15 (6)
C	25 (10)
D/E	60 (24)

n= frequência; % = porcentagem; DP= desvio padrão

A amostra era predominantemente masculina (90%), com idade média de 42 anos. A maior parte dos sujeitos apresentava baixa escolaridade, baixo nível socioeconômico e somente 20% dos participantes exerciam atividade profissional remunerada. Não houve diferença significativa entre a amostra excluída e incluída no estudo.

#### 4.1.3 Amostra de sujeitos dos estudos da validade, consistência interna e análise fatorial

Uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD participaram dos estudos da validade preditiva, consistência interna e análise fatorial do WHO-5, PHQ-2, FTND, AUDIT, das versões breves do AUDIT e CAGE. As características sociodemográficas, em função do serviço de saúde pertencente, podem ser vistas na Tabela 5.

**Tabela 5:** Caracterização sociodemográfica da amostra total incluída nos estudos da validade, consistência interna e análise fatorial.

VARIÁVEIS	CAPS-AD (n=81)	PS (n=449)	Total (n=530)	P-valor (p≤0,05)
<b>Gênero [% (n)]</b>				
Masculino	81,5 (66)	63,5 (285)	66 (351)	<0,01*
Feminino	18,5 (15)	36,5 (164)	34 (179)	
<b>Idade Média (DP)</b>	41 (11)	35 (13)	36 (13)	<0,01*
<b>Estado civil [% (n)]</b>				
Casado/ relação estável	37 (30)	53 (240)	51 (270)	<0,01*
Solteiro	36 (29)	34 (151)	34 (180)	
Divorciado/ viúvo	27 (22)	13 (58)	15 (80)	
<b>Escolaridade [% (n)]</b>				
Nenhuma/ primário (incompleto e completo)	43,5 (35)	31 (139)	32,5 (174)	0,07
1º grau (incompleto e completo)	34 (28)	37 (165)	37 (193)	
Colégial/ universitário (incompleto e completo)	22,5 (18)	32 (145)	30,5 (163)	
<b>Raça (IBGE) [% (n)]</b>				
Branca	52 (42)	54 (244)	54 (286)	0,72
Não branca	48 (39)	46 (205)	46 (244)	
<b>Religião [% (n)]</b>				
Pentecostais	14 (11)	15 (69)	15 (80)	0,87
Não pentecostais	86 (70)	85 (380)	85 (450)	
<b>Situação laboral [% (n)]</b>				
Autônomo/ empregado	22 (18)	64 (287)	58 (305)	<0,01*
Cuidando do lar	4 (3)	7 (31)	6 (34)	
Estudante	0	2 (10)	2 (10)	
Desempregado/ afastado	67 (54)	22 (96)	28 (150)	
Aposentado (invalidez e idade)	7 (6)	5 (25)	6 (31)	
<b>Nível Socioeconômico [% (n)]</b>				
A/B	18 (14)	14 (61)	14 (75)	0,03*
C	38 (31)	54 (243)	52 (274)	
D/E	44 (36)	32 (145)	34 (181)	

n= frequência; % = porcentagem; DP= desvio padrão; \*= diferença significativa entre as amostras do CAPS-AD e do PS.

A amostra total foi constituída por 66% de homens, com idade média de 36 anos, com uma grande porcentagem de sujeitos com baixa escolaridade e baixo nível socioeconômico.

Foram encontradas diferenças significativas entre a população do CAPS-AD (15% da amostra total) e do PS (85% da amostra). Verificou-se entre os pacientes do CAPS-AD um maior predomínio da população masculina (81,5%), uma maior média de idade (41 anos), uma menor porcentagem de relacionamento estável, um maior número de desemprego ou afastamento do trabalho (67%), além de diferenças na classificação socioeconômica.

#### 4.1.4 Amostra de sujeitos do estudo da fidedignidade teste-reteste do FTND

A fidedignidade teste-reteste do FTND foi avaliada em 61 estudantes universitários que se apresentaram como fumantes, em meio aos 429 alunos que concordaram em participar do estudo. A caracterização sociodemográfica da amostra incluída e excluída pode ser observada na Tabela 6.

**Tabela 6:** Caracterização sociodemográfica da amostra incluída e excluída no estudo da fidedignidade teste-reteste do FTND.

VARIÁVEIS	Fumantes (n=61)	Não fumantes (n=368)	Total (n=429)	P-valor (p≤0,05)
<b>Gênero [% (n)]</b>				
Masculino	56 (34)	31 (113)	34 (147)	<0,01*
Feminino	44 (27)	69 (255)	66 (282)	
<b>Idade Média (DP)</b>	24 (6)	23 (6)	23 (6)	0,23
<b>Cursos [% (n)]</b>				
Técnico em Radiologia	38 (23)	38 (142)	39 (165)	0,70
Enfermagem	33 (20)	28 (102)	28 (122)	
Odontologia	18 (11)	17 (62)	17 (73)	
Medicina Veterinária	11 (7)	17 (62)	16 (69)	
<b>Ano Letivo [% (n)]</b>				
Primeiro	52 (32)	50 (184)	50 (216)	0,63
Segundo	18 (11)	23 (83)	22 (94)	
Terceiro	20 (12)	21 (78)	21 (90)	
Quarto	10 (6)	6 (23)	7 (29)	

n= frequência; % = porcentagem; DP= desvio padrão; casos= amostra de fumantes; não-casos= amostra de não-fumantes; \* = diferença significativa entre amostras de fumantes e não-fumantes.

Na amostra incluída, observou-se uma distribuição equilibrada entre os gêneros, diferentemente da excluída, que foi predominantemente feminina (69%). A idade média dos fumantes foi de 24 anos, com 52% dos alunos no primeiro ano letivo. Não foram verificadas diferenças significativas entre as amostras em relação à idade, curso e ano letivo.

#### 4.1.5 Amostra de sujeitos do estudo da fidedignidade interavaliadores do FTND

Foram avaliados trinta pacientes do CAPS-AD que se apresentaram como fumantes, dentre os quarenta que aceitaram participar do estudo da fidedignidade interavaliadores. A caracterização sociodemográfica das amostras pode ser analisada na Tabela 7.

**Tabela 7:** Caracterização sociodemográfica da amostra incluída e excluída no estudo da fidedignidade interavaliadores do FDNT.

VARIÁVEIS	Fumantes (n=30)	Não-fumantes (n=10)	Total (n=40)	P-valor (p≤0,05)
<b>Gênero [% (n)]</b>				
Masculino	90 (27)	90 (9)	90 (36)	0,99
Feminino	10 (3)	10 (1)	10 (4)	
<b>Idade Média (DP)</b>	42 (13)	40 (10)	42 (12,5)	0,66
<b>Estado civil [% (n)]</b>				
Casado/ relação estável	33 (10)	40 (4)	35 (14)	0,65
Solteiro	40 (12)	50 (5)	42,5 (17)	
Divorciado/ viúvo	27 (8)	10 (1)	22,5 (9)	
<b>Escolaridade [% (n)]</b>				
Nenhuma/ primário (incompleto e completo)	57 (17)	50 (5)	55 (22)	0,88
1º grau (incompleto e completo)	13 (4)	20 (2)	15 (6)	
Colegial/ universitário (incompleto e	30 (9)	30 (3)	30 (12)	
<b>Raça (IBGE) [% (n)]</b>				
Branca	60 (18)	90 (9)	67,5 (27)	0,12
Não branca	40 (12)	10 (1)	32,5 (13)	
<b>Religião [% (n)]</b>				
Pentecostais	7 (2)	10 (1)	10 (4)	0,99
Não pentecostais	93 (28)	90 (9)	90 (36)	
<b>Situação laboral [% (n)]</b>				
Autônomo/ empregado	27 (8)	0	20 (8)	0,21
Cuidando do lar	3 (1)	0	2,5 (1)	
Estudante	0	0	0	
Desempregado/ afastado	63 (19)	90 (9)	70 (28)	
Aposentado (invalidez e idade)	7 (2)	10 (1)	7,5 (3)	
<b>Nível Socioeconômico [% (n)]</b>				
A/B	20 (6)	0	15 (6)	0,09
C	17 (5)	50 (5)	25 (10)	
D/E	63 (19)	50 (5)	60 (24)	

n= frequência; % = porcentagem; DP= desvio padrão; casos= amostra de fumantes; não-casos= amostra de não fumantes; \* = diferença significativa entre amostras de fumantes e não-fumantes.

A amostra incluída foi 90% masculina, com idade média de 42 anos, a maioria apresentava baixa escolaridade, baixo nível socioeconômico, e 63% dos sujeitos encontravam-se desempregados ou afastados do trabalho. Não foram observadas diferenças significativas entre fumantes e não fumantes.

#### 4.1.6 Amostra de sujeitos dos estudos da validade preditiva, consistência interna e análise factorial do FTND e do HSI

Nesses estudos, foi considerada uma amostra de 271 fumantes, dos 530 participantes dos estudos. As características sociodemográficas podem ser vistas na Tabela 8.

**Tabela 8:** Caracterização sociodemográfica da amostra incluída e excluída no estudo da validade preditiva e consistência interna do FTND e HSI.

VARIÁVEIS	Fumantes (n=271)	Não-fumantes (n=259)	Total (n=530)	P-valor (p≤0,05)
<b>Gênero [% (n)]</b>				
Masculino	67 (182)	65 (169)	66 (351)	0,65
Feminino	33 (89)	35 (90)	34 (179)	
<b>Idade Média (DP)</b>	38 (12)	35 (13)	36 (13)	<0,01*
<b>Estado civil [% (n)]</b>				
Casado/ relação estável	50 (135)	52 (135)	51 (270)	0,04*
Solteiro	31 (85)	37 (95)	34 (180)	
Divorciado/viúvo	19 (51)	11 (29)	15 (80)	
<b>Escolaridade [% (n)]</b>				
Nenhuma/ primário (incompleto e completo)	39 (105)	26,5 (69)	32,5 (174)	<0,01*
1º grau (incompleto e completo)	39 (106)	33,5 (87)	37 (193)	
Colegial/ universitário (incompleto e completo)	22 (60)	40 (103)	30,5 (163)	
<b>Raça (IBGE) [% (n)]</b>				
Branca	54 (147)	54 (139)	54 (286)	0,93
Não branca	46 (124)	46 (120)	46 (244)	
<b>Religião [% (n)]</b>				
Pentecostais	11 (29)	20 (51)	15 (80)	<0,01*
Não pentecostais	89 (242)	80 (208)	85 (450)	
<b>Situação laboral [% (n)]</b>				
Autônomo/ empregado	56 (150)	60 (155)	58 (305)	0,19
Cuidando do lar	6 (18)	6 (16)	6 (34)	
Estudante	1 (3)	3 (7)	2 (10)	
Desempregado/ afastado	32 (87)	24 (63)	28 (150)	
Aposentado (invalidez e idade)	5 (13)	7 (18)	6 (31)	
<b>Nível Socioeconômico [% (n)]</b>				
A/B	14 (37)	14 (38)	14 (75)	<0,01*
C	44 (119)	60 (155)	52 (274)	
D/E	42 (115)	26 (66)	34 (181)	

n= frequência; % = porcentagem; DP= desvio padrão; casos= amostra de fumantes; não-casos= amostra de não fumantes; \* = diferença significativa entre amostras de casos e não-casos.

Observou-se, entre os fumantes, uma maior média de idade (38 anos), menor nível socioeconômico (42% na classe D/E) e menor escolaridade.

#### 4.2 PREVALÊNCIAS DOS TRANSTORNOS NA AMOSTRA

Esse estudo não teve a finalidade de avaliar a prevalência dos transtornos na amostra. Todavia, a utilização das SCID como medida diagnóstica comparativa, possibilitou examinar as frequências aqui apresentadas. Esses índices não podem ser considerados como representativos, já que não foram adotados os critérios metodológicos exigidos em um estudo epidemiológico.

Dessa forma, foram analisadas as frequências de distima, episódio depressivo maior, síndrome de dependência de tabaco, abuso e dependência de álcool na amostra de sujeitos do estudo da validade preditiva.

Segundo a SCID, a síndrome de dependência de nicotina foi confirmada em 87% (n=236) da amostra total de fumantes do PS e do CAPS-AD (n=271). Dos 212 fumantes avaliados no PS, 81% (n=193) apresentaram dependência de tabaco. Logo, entre os 59 fumantes do CAPS-AD, 72% (n=43) foram diagnosticados como dependentes.

O diagnóstico de episódio depressivo maior foi confirmado em 46% (n=244) da amostra total de sujeitos e o de distimia em 6% (n=34) dos participantes, ou seja, 52% da amostra foi diagnosticada com algum transtorno depressivo. Na Tabela 9, são apresentadas as prevalências dos transtornos depressivos em relação ao gênero e ao serviço de saúde.

**Tabela 9:** Prevalência de transtornos depressivos nas amostras do PS e do CAPS-AD, segundo o diagnóstico da SCID.

Amostras	Diagnósticos		
	Depressão Maior	Distimia	Transtornos Depressivos
	[% (n)]	[% (n)]	[% (n)]
<b>Total (n=530)</b>	46 (244)	6 (34)	52,5 (278)
Masculina (n=351)	35 (124)	7 (26)	43 (150)
Feminina (n=179)	67 (120)	4,5 (8)	71,5 (128)
<b>PS (n=449)</b>	45 (203)	7 (32)	52 (235)
Masculina (n=285)	32 (91)	9 (25)	41 (116)
Feminina (n=164)	68 (112)	4 (7)	73 (119)
<b>CAPS-AD (n=81)</b>	51 (41)	2,5 (2)	53 (43)
Masculina (n=66)	50 (33)	1,5 (1)	51,5 (34)
Feminina (n=15)	53 (8)	7 (1)	60 (9)

n= frequência; % = porcentagem

O abuso de álcool foi diagnosticado em 9% (n=49) da amostra total do CAPS-AD e do PS, já a dependência de álcool foi identificada em 33% (n=174) da amostra. Dessa forma, 42% (n=223) dos sujeitos foram diagnosticados com algum TRUA. As prevalências dos transtornos em relação aos serviços de saúde e ao gênero são apresentados na Tabela 10.

**Tabela 10:** Prevalência de TRUA na amostra do PS e do CAPS-AD, segundo o diagnóstico da SCID.

Amostras	Diagnósticos		
	Abuso	Dependência	TRUA
	[% (n)]	[% (n)]	[% (n)]
<b>Total (n=530)</b>	9 (49)	33 (174)	42 (223)
Masculina (n=351)	13 (45)	40 (140)	53 (185)
Feminina (n=179)	2 (4)	19 (34)	21 (38)
<b>PS (n=449)</b>	11 (48)	25 (112)	36 (160)
Masculina (n=285)	15 (44)	29,5 (84)	45 (128)
Feminina (n=164)	2 (4)	17 (28)	19,5 (32)
<b>CAPS-AD (n=81)</b>	1 (1)	77 (62)	78 (63)
Masculina (n=66)	1,5 (1)	85 (56)	86 (57)
Feminina (n=15)	0	40 (6)	40 (6)

n= frequência; % = porcentagem

#### 4.3 ESTUDO DA COMORBIDADE

Esse estudo avaliou a comorbidade entre os transtornos depressivos, a síndrome de dependência de tabaco e os transtornos relacionados ao uso de álcool, além das associações com as variáveis sociodemográficas. Para isso, foi utilizada a amostra de 449 pacientes do PS, diagnosticada pela SCID.

Na Tabela 11, são apresentadas as frequências de casos e associações entre os transtornos depressivos e as variáveis: idade, gênero, estado civil, escolaridade, raça, religião, situação laboral, nível socioeconômico, TRUA e dependência de nicotina.

**Tabela 11:** Contagem e resultados da regressão logística para os transtornos depressivos, segundo algumas variáveis explicativas.

Variáveis	Transt. depressivos [n (%)]		OR Bruto IC (95%)	OR Ajustado IC (95%)
	Não casos	Casos		
<b>Idade</b>				
≤34	108 (47)	120 (53)	1,02 (0,71;1,48)	1,19 (0,7;2,04)
>34*	106 (48)	115 (52)		
<b>Gênero</b>				
Masculino*	169 (59)	116 (41)		
Feminino	45 (27)	119 (73)	<b>3,85 (2,54;5,84)</b>	<b>4,28 (2,58;7,11)</b>
<b>Estado Civil</b>				
Casado/relação estável	115 (48)	125 (52)	1,10 (0,73;1,66)	1,04 (0,62;1,74)
Solteiro*	76 (50)	75 (50)		
Divorciado/viúvo	23 (40)	35 (60)	1,54 (0,83;2,85)	1,03 (0,49;2,2)
<b>Escolaridade</b>				
Nenhuma/primário (I ou C)	62 (45)	77 (55)	1,33 (0,83;2,12)	0,77 (0,38;1,57)
1º grau (I ou C)	77 (47)	88 (53)	1,22 (0,78;1,91)	1,07 (0,63;1,83)
Colegial/ univ. (I ou C)*	75 (52)	70 (48)		
<b>Raça</b>				
Branca*	127 (52)	117 (48)		
Não branca	87 (42)	118 (58)	<b>1,47 (1,01;2,14)</b>	<b>1,64 (1,07;2,52)</b>
<b>Religião</b>				
Pentecostais *	38 (55)	31 (45)		
Não pentecostais	176 (46)	204 (54)	1,42 (0,85;2,38)	1,34 (0,74;2,45)
<b>Sit. Laboral</b>				
Autônomo/ empregado *	155 (54)	132 (46)		
Cuidando do lar	6 (19)	25 (81)	<b>4,89 (1,95;12,29)</b>	2,33 (0,85;6,41)
Estudante	4 (40)	6 (60)	1,76 (0,49;6,38)	1,7 (0,37;7,8)
Desempregado/ afastado	39 (41)	57 (59)	<b>1,72 (1,07;2,74)</b>	1,33 (0,78;2,28)
Aposentado	10 (40)	15 (60)	1,76 (0,77;4,05)	2,33 (0,91;5,97)
<b>Nível socioeconômico</b>				
A/ B*	37 (61)	24 (39)		
C	130 (53)	113 (47)	1,34 (0,76;2,38)	1,01 (0,54;1,91)
D/ E	47 (32)	98 (68)	<b>3,21 (1,73;5,98)</b>	<b>2,63 (1,23;5,63)</b>
<b>TRUA</b>				
Não casos*	144 (50)	145 (50)		
Casos	70 (44)	90 (56)	1,28 (0,87;1,88)	<b>1,75 (1,08;2,85)</b>
<b>Dep. Nicotina</b>				
Não casos*	147 (57)	109 (43)		
Casos	67 (35)	126 (65)	<b>2,54 (1,72;3,73)</b>	<b>2,29 (1,44;3,64)</b>

Os números em negrito indicam as evidências de associação ao nível de 0,05 de significância.

\*Variável com menor porcentagem de casos utilizada como referência de comparação; I= incompleto; C= completo; OR bruto= odds ratio bruto; OR ajustado= odds ratio ajustado.

Nessa avaliação, as variáveis: idade, estado civil, escolaridade e religião não apresentaram evidências de associação com os transtornos depressivos, independente das mesmas serem analisadas de forma separada ou junto com as demais variáveis.

Verificou-se que 41% da amostra masculina e 73% da amostra feminina foram diagnosticadas com transtornos depressivos. Desse modo, observou-se uma chance isolada de 3,85 (variação de 2,54 a 5,84) vezes mais de uma mulher apresentar depressão comparada a um homem. Quando as demais variáveis são consideradas, esta chance aumenta para 4,28 (variando de 2,58 a 7,11).

Foram encontradas evidências de associação entre os transtornos depressivos e a raça. Os indivíduos de raça não branca apresentaram 1,47 (variando de 1,01 a 2,14) vezes mais chances de terem depressão quando comparados aos brancos. Essa chance, quando ajustada com as demais variáveis, aumenta ligeiramente.

A menor porcentagem de casos de depressão foi encontrada entre os autônomos e/ou empregados; dessa forma, essa variável foi tomada como referência. Comparados a ela, os cuidadores do lar apresentaram uma chance de 4,89 vezes mais e os desempregados e/ou afastados, uma chance de 1,72 vezes mais de apresentarem depressão. Quando consideradas todas as variáveis, as associações perdem força e passam a não mais apresentar evidências significantes.

Para a variável nível sócio econômico, a classe A/B foi a referência utilizada. A classe D/E apresentou 3,21 (1,73 a 5,98) vezes mais chances de apresentar depressão quando comparada com a classe A/B. Na presença das demais variáveis, esta associação perde um pouco sua força, mas continua apresentando evidências de associação com uma chance de 2,63.

Os TRUA não apresentaram evidências de associação direta com a depressão, entretanto, quando considerada as demais variáveis, mostraram-se importantes preditores para depressão, com uma chance de 1,75 (1,08 a 2,85) vezes mais dos dependentes de álcool exibirem depressão quando comparados aos não dependentes.

Os dependentes de nicotina apresentaram 2,54 (1,72 a 3,73) vezes mais chances de terem depressão quando comparados aos não tabagistas; na presença das demais variáveis, esta associação perde minimamente sua força, sendo de 2,29 (1,44 a 3,64).

As frequências dos TRUA e suas associações com as variáveis sociodemográficas e com a dependência de nicotina são apresentadas na Tabela 12.

**Tabela 12:** Contagem e resultados da regressão logística para a variável TRUA, segundo algumas variáveis explicativas.

<b>Variáveis</b>	<b>TRUA [n (%)]</b>		<b>OR Bruto</b>	<b>OR Ajustado</b>
	Não casos	Casos	IC (95%)	IC (95%)
<b>Idade</b>				
≤34	138 (61)	90 (39)	1,41 (0,95;2,07)	1,34 (0,77;2,34)
>34*	151 (68)	70 (32)		
<b>Gênero</b>				
Masculino	157 (55)	128 (45)	<b>3,36 (2,14;5,28)</b>	<b>4,23 (2,45;7,31)</b>
Feminino*	132 (80)	32 (20)		
<b>Estado Civil</b>				
Casado/relação estável	159 (66)	81 (34)	1,34 (0,71;2,52)	1,12 (0,53;2,36)
Solteiro	88 (58)	63 (42)	1,88 (0,97;3,64)	1,38 (0,61;3,12)
Divorciado/viúvo*	42 (72)	16 (23)		
<b>Escolaridade</b>				
Nenhuma/primário (I ou C)*	93 (67)	46 (33)		
1º grau (I ou C)	106 (64)	59 (36)	1,13 (0,7;1,81)	0,97 (0,52;1,82)
Colegial/ univ. (I ou C)	90 (62)	55 (38)	1,24 (0,76;2,01)	1,31 (0,63;2,75)
<b>Raça</b>				
Branca*	165 (67,62)	79 (32,38)		
Não branca	124 (60,49)	81 (39,51)	1,36 (0,93;2,01)	1,47 (0,94;2,3)
<b>Religião</b>				
Pentecostais *	53 (77)	16 (23)		
Não pentecostais	236 (62)	144 (38)	<b>2,02 (1,11;3,67)</b>	1,88 (0,96;3,68)
<b>Sit. Laboral</b>				
Autônomo/ empregado	173 (60)	114 (40)	<b>9,55 (2,24;40,82)</b>	4,89 (0,97;24,71)
Cuidando do lar*	29 (94)	2 (6)		
Estudante	6 (60)	4 (40)	<b>9,67 (1,43;65,36)</b>	4,15 (0,48;36,2)
Desempregado/ afastado	63 (66)	33 (34)	<b>7,59 (1,71;33,81)</b>	4,25 (0,81;22,38)
Aposentado	18 (72)	7 (28)	<b>5,64 (1,05;30,19)</b>	3,2 (0,49;20,95)
<b>Nível socioeconômico</b>				
A/ B	39 (64)	22 (36)	1,43 (0,76;2,7)	1,3 (0,58;2,89)
C	146 (60)	97 (40)	1,69 (1,08;2,63)	2,16 (1,22;3,82)
D/ E*	104 (72)	41 (28)		
<b>Dep. Nicotina</b>				
Não casos*	193 (75)	63 (25)		
Casos	96 (50)	97 (50)	<b>3,10 (2,07;4,62)</b>	<b>4,04 (2,50;6,54)</b>

Negrito indica as evidências de associação ao nível de 0,05 de significância.

\* Variável com menor porcentagem de casos utilizada como referência de comparação; I= incompleto; C= completo; OR bruto= odds ratio bruto; OR ajustado= odds ratio ajustado.

Não foram encontradas associações entre os TRUA e as variáveis: idade, estado civil, escolaridade, raça e nível socioeconômico.

Em relação ao gênero, foram diagnosticados com TRUA 45% da amostra masculina e 20% da amostra feminina. Desse modo, tem-se uma chance isolada de 3,36 (2,54

a 5,84) vezes mais de um homem apresentar TRUA quando comparado a uma mulher. Quando as demais variáveis são consideradas, esta chance aumenta para 4,23.

Os indivíduos de religiões não pentecostais apresentaram 2,02 vezes mais chances de terem TRUA, comparados aos indivíduos das religiões pentecostais. Esta chance passa a não ser relevante quando ajustada com as demais variáveis.

Foram encontradas associações entre variável situação laboral e os TRUA. A categoria autônomo/empregado apresentou 9,55 vezes mais chances de dependência quando comparado ao grupo “cuidando do lar” (referência). Comparado a essa referência, a categoria estudante apresentou 9,67 mais chances, a classe desempregado/afastado, uma chance de 7,49 mais e aposentados, exibiu 5,64 mais chances. Quando consideradas todas as variáveis, as associações perdem força e passam a não apresentar mais evidências de significância.

Os tabagistas apresentaram uma chance de 3,10 (2,07 a 4,62) vezes mais de terem TRUA quando comparados aos não fumantes. Na presença das demais variáveis, esta associação ganhou força, sendo de 4,04 (2,50 a 6,54) vezes mais.

Na Tabela 13, são apresentadas as frequências e as associações entre a dependência de nicotina e as variáveis explicativas.

**Tabela 13:** Contagem e resultados da regressão logística para a variável de dependência de nicotina, segundo algumas variáveis explicativas.

Variáveis	Dep. Nicotina [n (%)]		OR Bruto IC (95%)	OR Ajustado IC (95%)
	Não casos	Casos		
<b>Idade</b>				
≤34*	145 (64)	83 (36)		
>34	111 (50)	110 (50)	<b>1,73 (1,19;2,53)</b>	1,38 (0,81;2,35)
<b>Gênero</b>				
Masculino*	165 (58)	120 (42)		
Feminino	91 (55)	73 (45)	1,1 (0,75;1,63)	1,32 (0,79;2,21)
<b>Estado Civil</b>				
Casado/relação estável	132 (55)	108 (45)	1,39 (0,92;2,11)	0,93 (0,55;1,58)
Solteiro*	95 (63)	56 (37)		
Divorciado/viúvo	29 (50)	29 (50)	1,7 (0,92;3,13)	1,16 (0,55;2,46)
<b>Escolaridade</b>				
Nenhuma/primário (I ou C)	61 (44)	78 (56)	<b>3,36 (2,05;5,51)</b>	<b>3,12 (1,55;6,27)</b>
1º grau (I ou C)	90 (55)	75 (45)	<b>2,19 (1,36;3,52)</b>	<b>2,28 (1,32;3,94)</b>
Colegial/ univ. (I ou C)*	105 (72)	40 (28)		
<b>Raça</b>				
Branca	136 (56)	108 (44)	1,12 (0,77;1,63)	1,36 (0,87;2,1)
Não branca*	120 (59)	85 (41)		
<b>Religião</b>				
Pentecostais *	50 (72)	19 (28)		
Não pentecostais	206 (54)	174 (46)	<b>2,22 (1,26;3,91)</b>	<b>2,01 (1,06;3,81)</b>
<b>Sit. Laboral</b>				
Autônomo/ empregado	164 (57)	123 (43)	1,75 (0,44;6,90)	2,02 (0,42;9,86)
Cuidando do lar	18 (58)	13 (42)	1,68 (0,36;7,77)	1,64 (0,29;9,46)
Estudante*	7 (70)	3 (30)		
Desempregado/ afastado	51 (53)	45 (47)	2,06 (0,50;8,44)	2,26 (0,45;11,29)
Aposentado	16 (64)	9 (36)	1,31 (0,27;6,37)	0,96 (0,15;5,98)
<b>Nível socioeconômico</b>				
A/ B*	41 (67)	20 (33)		
C	152 (63)	91 (37)	1,23 (0,68;2,22)	0,93 (0,47;1,86)
D/ E	63 (43)	82 (57)	<b>2,67 (1,43;5,00)</b>	1,59 (0,72;3,48)

Negrito indica as evidências de associação ao nível de 0,05 de significância.

\* Variável com menor porcentagem de casos utilizada como referência de comparação; I= incompleto; C= completo; OR bruto= odds ratio bruto; OR ajustado= odds ratio ajustado.

Nesse estudo as variáveis: gênero, estado civil, raça e situação laboral não apresentaram evidências de associação com a dependência de nicotina, tanto no modelo univariado como no multivariado.

A variável idade apresentou evidências de associação com a dependência de nicotina, quando avaliada isoladamente. Ao serem consideradas as demais variáveis essas associações não são significativas. Os indivíduos com mais de 34 anos apresentaram 1,73

mais chances de ter dependência de nicotina em relação aos sujeitos com idade menor ou igual a 34 anos.

Para a variável escolaridade, os indivíduos da categoria “nenhuma/primário” têm 3,36 vezes mais chances de apresentarem dependência de nicotina quando comparados aos indivíduos com colegial/universitário (referência), quando consideradas as variáveis de confusão essa associação vai 3,12 vezes. Já os indivíduos com 1º grau têm 2,19 vezes mais chances de apresentarem dependência quando comparados a variável de referência, quando ajustadas as demais variáveis aumenta para 2,28.

Os indivíduos das religiões não pentecostais apresentaram 2,22 (1,26 a 3,91) vezes mais chances de terem dependência de nicotina quando comparados aos das religiões pentecostais. Ao serem consideradas todas as variáveis, observa-se uma pequena diminuição de 2,01 (1,06 a 3,81).

A chance de uma pessoa da classe D/E apresentar dependência de nicotina foi de 2,67 (1,43 a 5) vezes maior quando comparado aos indivíduos das classes A/B; porém, na presença das demais variáveis, esta associação não é significativa.

#### 4.4 AVALIAÇÃO DOS INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA TRANSTORNOS DEPRESSIVOS

##### 4.4.1 *Patient Health Questionnaire - two items (PHQ-2)*

###### a) Fidedignidade interavaliadores

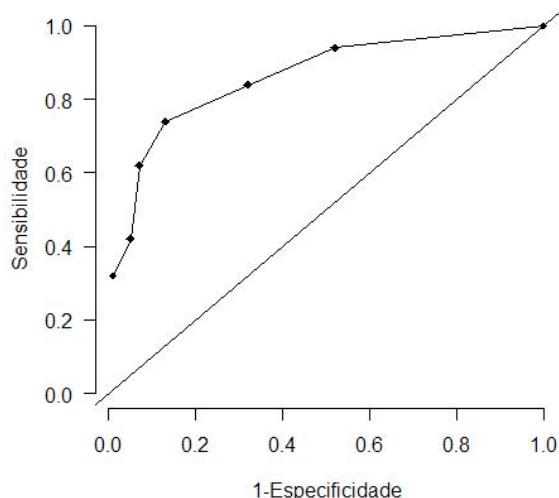
O estudo da fidedignidade entre diferentes avaliadores, com a amostra de pacientes do CAPS-AD, resultou em um elevado coeficiente de correlação intraclasse de 0,98 (IC entre 0,96 e 0,99). Nas avaliações dos itens individuais, observou na primeira questão uma correlação excelente com *kappa* igual a 0,93 (IC entre 0,80 e 1, *p*-valor= 0,80) e uma correlação perfeita na segunda questão (*kappa*= 1).

### b) Consistência interna

A avaliação da consistência interna do PHQ-2 resultou em coeficiente alfa de *cronbach* de 0,78.

### c) Validade preditiva

No estudo da validade preditiva realizado com 530 pacientes do CAPS-AD e do PS, o PHQ-2 apresentou uma área sob a curva de 0,86 (IC= 0,8578-0,8602; EP= 0,0006). A Figura 1 ilustra a curva ROC obtida.



**Figura 1** - Curva ROC do PHQ-2 em relação ao diagnóstico de transtorno depressivo avaliado pela SCID.

Na Tabela 14, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para os diferentes pontos de corte do PHQ-2. Nessa avaliação, foi indicado o ponto de corte três por apresentar a melhor acurácia.

**Tabela 14:** Pontos de corte e desempenho do PHQ-2 para rastrear transtornos depressivos.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,53	0,52	0,00
1	0,94	0,48	1,41	0,72	0,66	0,45
2	0,84	0,68	1,53	0,77	0,75	0,66
<b>3</b>	<b>0,74</b>	<b>0,87</b>	<b>1,61</b>	<b>0,80</b>	<b>0,86</b>	<b>0,86</b>
4	0,62	0,93	1,55	0,77	0,91	0,92
5	0,42	0,95	1,37	0,67	0,90	0,94
6	0,32	0,99	1,31	0,64	0,97	0,99

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade, Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.4.2 Well-Being Index - five itens (WHO-5 – Versão 1)

##### a) Fidedignidade interavaliadores

Na avaliação do escore total do WHO-5, observou-se um coeficiente de correlação quase perfeito de 0,99 (IC entre 0,99 e 1). No exame dos itens individuais, a primeira questão obteve um coeficiente de *kappa* igual a 0,94 (IC entre 0,83 e 1, p-valor= 0,99), as demais questões apresentaram correlações perfeitas (*kappa*= 1).

##### b) Análise fatorial

Para verificar a habituação da amostra utilizada na análise fatorial do WHO-5 (530 pacientes do PS e do CAPS-AD), calculou-se índice de KMO. O resultado encontrado (0,81) confirmou a adequação da mesma.

De acordo com o método de Kaiser (autovalor  $\geq 1$ ), foi identificado apenas um fator, que respondeu por 51% da variância dos dados. As cargas fatoriais, para os possíveis cinco fatores da escala, são apresentadas na Tabela 15.

**Tabela 15:** Análise Fatorial do WHO-5 aplicado em uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD.

Fatores	Autovalor	Variância (%)	Variância Acumulada (%)
1	<b>2,57</b>	<b>51</b>	<b>51</b>
2	0,76	15	66
3	0,60	12	78
4	0,56	11	90
5	0,51	10	100

O negrito exibe o número de fatores identificados de acordo com o critério de Kaiser.

Na análise dos componentes principais sem rotação, verificou-se que todas as questões estão locadas no primeiro fator, confirmando que o instrumento mede apenas um fator. Esses resultados podem ser observados na Tabela 16.

**Tabela 16:** Análise Fatorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do WHO-5.

Questões	Fator 1	Fator 2
1. Eu me sinto desanimado(a) e triste	<b>0,65</b>	0,63
2. Eu me sinto tranquilo(a) e consigo relaxar facilmente	<b>0,75</b>	0,16
3. Eu me sinto cheio(a) de energia, ativo(a) ou vigoroso(a)	<b>0,73</b>	-0,37
4. Eu acordo me sentindo revigorado(a) e descansado(a)	<b>0,70</b>	-0,44
5. Meu dia a dia é cheio de coisas que eu acho interessantes	<b>0,74</b>	0,07

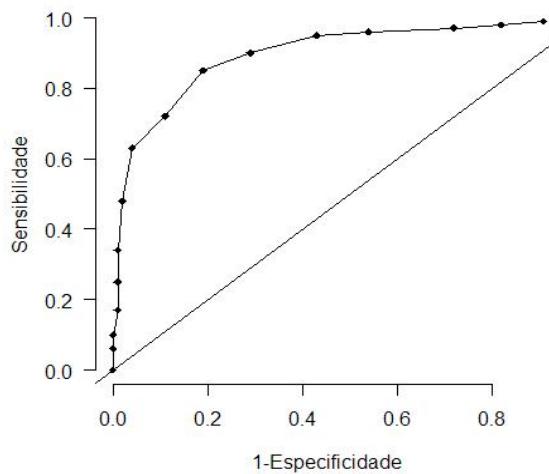
As cargas fatoriais em negrito indicam a qual fator o item pertence.

### c) Consistência interna

A análise da consistência interna do WHO-5 resultou em um coeficiente alfa de *cronbach* de 0,76.

### d) Validade preditiva

Na avaliação da validade preditiva do WHO-5, a área sob a curva obtida foi de 0,89 (IC= 0,8961-0,8986; EP= 0,0006). Essa curva é apresentada na Figura 2.



**Figura 2** - Curva ROC do WHO-5 em relação ao diagnóstico de transtorno depressivo avaliado pela SCID.

As propriedades psicométricas para diferentes pontos de corte do WHO-5 podem ser observadas na Tabela 17. Observou-se que a nota de corte nove foi a que melhor equilibrou os valores de sensibilidade, especificidade, além da melhor acurácia.

**Tabela 17:** Pontos de cortes e desempenho do WHO-5 para rastrear transtornos depressivos.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	0,00	1,00	1,00	0,47	0,00	1,00
1	0,06	1,00	1,06	0,51	0,94	1,00
2	0,10	1,00	1,09	0,53	0,96	1,00
3	0,17	0,99	1,17	0,56	0,96	0,99
4	0,25	0,99	1,24	0,60	0,97	0,99
5	0,34	0,99	1,33	0,65	0,98	0,99
6	0,48	0,98	1,46	0,72	0,97	0,98
7	0,63	0,96	1,59	0,79	0,94	0,95
8	0,72	0,89	1,60	0,80	0,87	0,87
<b>9</b>	<b>0,85</b>	<b>0,81</b>	<b>1,66</b>	<b>0,83</b>	<b>0,83</b>	<b>0,79</b>
10	0,90	0,71	1,61	0,81	0,77	0,69
11	0,95	0,57	1,51	0,77	0,71	0,54
12	0,96	0,46	1,42	0,72	0,66	0,43
13	0,97	0,28	1,25	0,64	0,60	0,26
14	0,98	0,18	1,15	0,60	0,57	0,16
15	0,99	0,09	1,08	0,56	0,55	0,08

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

## 4.5 AVALIAÇÃO DOS INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA DEPENDÊNCIA DE NICOTINA

A princípio, serão apresentados os resultados dos estudos psicométricos do FTND, depois serão exibidos os resultados dos estudos do HSI, que foram realizados por meio da análise das questões um e quatro do FTND, uma vez que esse instrumento não foi aplicado isoladamente.

### 4.5.1 *Fagerström Test for Nicotine Dependence* (FTND)

#### a) Fidedignidade teste-reteste

Na avaliação do escore total, o FTND obteve um coeficiente de correlação excelente de 0,92 (IC entre 0,91 e 0,94). Na análise dos itens individuais, os valores de *kappa* variaram de 0,56 a 0,79. Esses resultados podem ser observados na tabela abaixo.

**Tabela 18:** Coeficientes *kappa* para cada questão do FTND aplicado em uma amostra de 61 fumantes universitários.

Questões do FTND	kappa	IC (95%)
1- Tempo do primeiro cigarro	0,77	0,66 - 0,89
2- Dificuldade em evitar fumar em lugares proibido	0,56	0,33 - 0,79
3- Cigarro mais difícil de largar ou de não fumar	0,61	0,40 - 0,81
4- Quantidade de cigarros por dia	0,79	0,65 - 0,93
5- Fuma mais nas primeiras horas que durante o resto do dia	0,67	0,43 - 0,91
6 - Fuma mesmo estando acamado	0,63	0,42 - 0,84

IC= intervalo de confiança.

#### b) Fidedignidade interavaliadores

Verificou-se um coeficiente de correlação intraclasso de 0,99 (IC entre 0,98 e 1) na análise do escore total do FTND. Na avaliação dos itens individuais, foram observadas

correlações elevadas em todas as questões do instrumento, com índices de *kappa* acima de 0,89. Esses coeficientes são apresentados na Tabela 19.

**Tabela 19:** Coeficientes *kappa* para cada questão do FTND aplicado em uma amostra de 30 fumantes do CAPS-AD.

Questões do FTND	<i>kappa</i>	IC (95%)
1- Tempo do primeiro cigarro	0,97	0,91 - 1,00
2- Dificuldade em evitar fumar em lugares proibido	0,89	0,67 - 1,00
3- Cigarro mais difícil de largar ou de não fumar	1,00	-
4- Quantidade de cigarros por dia	1,00	-
5- Fuma mais nas primeiras horas que durante o resto do dia	0,92	0,77 - 1,00
6 - Fuma mesmo estando acamado	1,00	-

IC= intervalo de confiança.

### c) Análise factorial

A habituação da amostra utilizada na análise factorial do FTND (271 fumantes do PS e CAPS-AD) foi analisada por meio do índice de KMO. Nessa avaliação, o índice foi de 0,62, o que demonstra uma adequação moderada.

A análise factorial do FTND, de acordo com o método de Kaiser, detectou dois fatores, sendo o primeiro responsável por 31% da variância dos dados e o segundo fator, por 19%, ou seja, juntos respondem por 50% da variação do instrumento. As cargas fatoriais, para os possíveis seis fatores da escala, são apresentadas na Tabela 20.

**Tabela 20:** Análise Fatorial do FTND aplicado em uma amostra de 271 fumantes do PS e do CAPS-AD.

Fatores	Autovalor	Variância (%)	Variância Acumulada (%)
1	<b>1,88</b>	<b>31</b>	<b>31</b>
2	<b>1,11</b>	<b>19</b>	<b>50</b>
3	0,95	16	66
4	0,84	14	80
5	0,67	11	91
6	0,55	9	100

O negrito exibe o número de fatores identificados segundo o critério de Kaiser.

A análise dos componentes principais sem rotação identificou que as questões um, dois, quatro e seis compõem o primeiro fator, possivelmente relacionado ao padrão de consumo do tabaco. As questões três e cinco compõem o segundo fator, que parece estar relacionado à urgência da reposição de nicotina. Esses resultados podem ser observados na Tabela 21.

**Tabela 21:** Análise factorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do FTND.

Questões do FTND	Fator 1	Fator 2
1- Tempo do primeiro cigarro	<b>0,73</b>	-0,14
2- Dificuldade em evitar fumar em lugares proibido	<b>0,44</b>	0,11
3- Cigarro mais difícil de largar ou de não fumar	0,36	<b>0,72</b>
4- Quantidade de cigarros por dia	<b>0,68</b>	-0,33
5- Fuma mais nas primeiras horas que durante o resto do dia	0,46	<b>0,54</b>
6 - Fuma mesmo estando acamado	<b>0,58</b>	-0,40

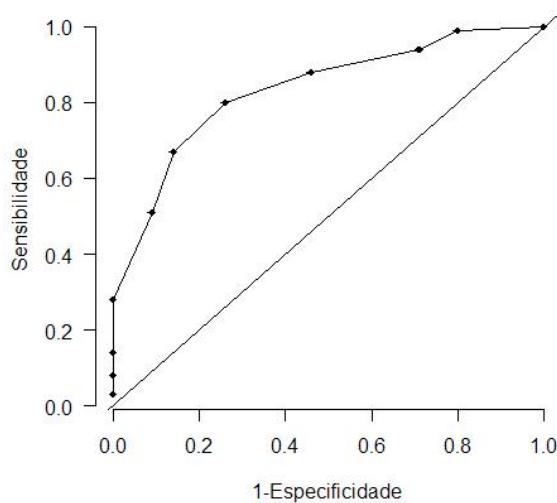
As cargas fatoriais em negrito indicam a qual fator o item pertence.

#### d) Consistência interna

O FTND apresentou uma elevada consistência interna, com um coeficiente alfa de *cronbach* de 0,83. A análise do Fator 1 (questões 1, 2, 4 e 6) resultou em um coeficiente satisfatório de 0,80, já análise do Fator 2 (itens 2 e 3 ) resultou em uma consistência interna baixa de 0,62.

#### e) Validade preditiva

Na Figura 3, é apresentada a curva ROC do FTND como instrumento de rastreamento de dependência de nicotina. Nessa avaliação, a área sob a curva obtida foi de 0,83 (IC= 0,8287-0,8395; EP= 0,0027).



**Figura 3** - Curva ROC do FTND em relação ao diagnóstico de dependência de nicotina avaliado pela SCID.

Na Tabela 22, são apresentados os resultados relativos ao estudo da validade preditiva do FTND. A nota de corte quatro foi a que melhor equilibrou os valores de sensibilidade e especificidade, além da maior acurácia.

**Tabela 22:** Pontos de cortes e desempenho do FTND para rastrear dependência de nicotina.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,87	0,87	0,00
1	0,99	0,20	1,19	0,89	0,89	0,04
2	0,94	0,29	1,22	0,85	0,90	0,06
3	0,88	0,54	1,42	0,84	0,93	0,15
<b>4</b>	<b>0,80</b>	<b>0,74</b>	<b>1,54</b>	<b>0,79</b>	<b>0,95</b>	<b>0,30</b>
5	0,67	0,86	1,53	0,70	0,97	0,47
6	0,51	0,91	1,42	0,56	0,98	0,61
7	0,28	1,00	1,28	0,37	1,00	1,00
8	0,14	1,00	1,14	0,26	1,00	1,00
9	0,08	1,00	1,08	0,20	1,00	1,00
10	0,03	1,00	1,03	0,16	1,00	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade, Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

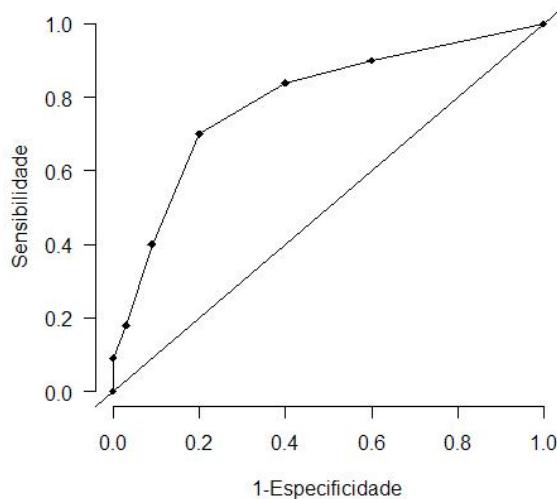
#### 4.5.2 Heaviness of Smoking Index (HSI)

##### a) Consistência interna

O HSI apresentou uma consistência interna inferior aos padrões tradicionalmente recomendados (0,56).

##### b) Validade preditiva

Na avaliação da validade preditiva, o HSI apresentou uma área sob a curva ROC de 0,79 (IC= 0,7866-0,7974; EP= 0,0027). A Figura 4 ilustra a curva obtida.



**Figura 4** - Curva ROC do HSI em relação ao diagnóstico de dependência de nicotina avaliado pela SCID.

Na Tabela 23, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, valor preditivo positivo, valor preditivo negativo e acurácia para diferentes pontos de corte do HSI. Nessa avaliação, o ponto de corte dois foi o mais indicado.

**Tabela 23:** Pontos de corte e desempenho do HSI para rastrear dependência de nicotina.

<b>Pontos de corte</b>	<b>S</b>	<b>E</b>	<b>S+E</b>	<b>Ac</b>	<b>VPP</b>	<b>VPN</b>
0	1,00	0,00	1,00	0,87	0,87	0,00
1	0,90	0,40	1,30	0,83	0,91	0,09
<b>2</b>	<b>0,84</b>	<b>0,60</b>	<b>1,44</b>	<b>0,81</b>	<b>0,93</b>	<b>0,18</b>
3	0,70	0,80	1,50	0,72	0,96	0,37
4	0,40	0,91	1,32	0,47	0,97	0,61
5	0,18	0,97	1,15	0,28	0,98	0,83
6	0,09	1,00	1,09	0,20	1,00	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

## 4.6 AVALIAÇÃO DOS INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO DE ABUSO E DEPENDÊNCIA DE ÁLCOOL

Primeiramente, serão apresentados os resultados obtidos nos estudos das qualidades psicométricas do AUDIT. Posteriormente serão exibidos os estudos das versões breves (AUDIT-3, AUDIT-C, AUDIT-PC, AUDIT-QF e FIVE-SHOT) que foram analisadas, a partir do instrumento completo, uma vez que essas versões não foram aplicadas separadamente. O FAST foi a única versão aplicada isoladamente. Por fim, serão apresentados os resultados obtidos na avaliação das propriedades psicométricas do CAGE.

### 4.6.1 *Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT)*

#### a) **Fidedignidade interavaliadores**

A avaliação do escore total do AUDIT resultou em um coeficiente de CCI perfeito (IC entre 0,99 e 1). Na análise dos itens individuais, verificaram-se correlações excelentes, com valores de *kappa* entre 0,91 e um. Os resultados podem ser vistos na tabela abaixo.

**Tabela 24:** Coeficientes *kappa* para as questões do AUDIT aplicado em uma amostra de 40 pacientes do CAPS-AD.

Questões do AUDIT	Kappa	IC (95%)
1 - Frequência do consumo	1,00	-
2 - Quantidade de consumo quando está bebendo	0,99	0,96 - 1,00
3 - Consome seis ou mais doses de bebidas alcoólica em uma ocasião	1,00	-
4 - Percebeu que não conseguia parar de beber	0,97	0,92; 1,00
5 - Deixou de fazer o que era esperado devido ao uso de bebidas	1,00	-
6 - Precisou de uma primeira dose pela manhã	1,00	-
7 - Sentiu culpado ou com remorso depois de beber	0,97	0,92 - 1,00
8 - Não conseguiu lembrar o que aconteceu na noite anterior	0,97	0,93 - 1,00
9 - Foi criticado pelo resultado das suas bebedeiras	0,99	0,96 - 1,00
10 - Falaram de suas bebedeiras ou sugeriu a você parar de beber	0,99	0,96 - 1,00

IC= intervalo de confiança.

### b) Análise fatorial

Calculou-se índice de KMO para verificar a habituação da amostra utilizada na análise fatorial do AUDIT (530 pacientes do PS e do CAPS-AD). O resultado encontrado, nessa avaliação, (0,93) confirmou a adequação da mesma.

A análise fatorial do AUDIT, segundo os critérios Kaiser, forneceu dois fatores. Analisando-se a carga fatorial de cada fator, verificou-se que o Fator 1 respondeu por 61% da variância dos dados, o Fator 2 por 11%, ou seja, juntos responderam por 77% da variância. As cargas fatoriais dos dez possíveis fatores do AUDIT são exibidos na Tabela 25.

**Tabela 25:** Análise Fatorial do AUDIT aplicado em uma amostra de pacientes do PS e do CAPS-AD

Fatores	Autovalor	Variância (%)	Variância Acumulada (%)
1	<b>6,63</b>	<b>66</b>	<b>66</b>
2	<b>1,07</b>	<b>11</b>	<b>77</b>
3	0,52	5	82
4	0,46	5	87
5	0,31	3	90
6	0,29	3	93
7	0,23	2	95
8	0,20	2	97
9	0,18	2	99
10	0,12	1	100

O negrito exibe o número de fatores identificados segundo o critério de Kaiser.

A análise dos componentes principais sem rotação identificou que as questões um, dois, três e dez compõem o primeiro fator, possivelmente, relacionado ao padrão de consumo de álcool. Os demais itens (quatro - nove) formam o segundo fator, que parece estar relacionado aos problemas e consequências provocados pelo uso do álcool. Esses resultados podem ser observados na tabela a seguir.

**Tabela 26:** Análise Fatorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do AUDIT.

Questões do AUDIT	Fator 1	Fator 2
1 - Frequência do consumo	<b>0,87</b>	0,31
2 - Quantidade de consumo quando está bebendo	<b>0,90</b>	0,24
3 - Consome seis ou mais doses de bebidas alcoólica em uma ocasião	<b>0,87</b>	0,38
4 - Percebeu que não conseguia parar de beber	0,36	<b>0,82</b>
5 - Deixou de fazer o que era esperado devido ao uso de bebidas	0,28	<b>0,78</b>
6 - Precisou de uma primeira dose pela manhã	0,22	<b>0,80</b>
7 - Sentiu culpado ou com remorso depois de beber	0,40	<b>0,77</b>
8 - Não conseguiu lembrar o que aconteceu na noite anterior	0,32	<b>0,80</b>
9 - Foi criticado pelo resultado das suas bebedeiras	0,56	<b>0,60</b>
10 - Falaram de suas bebedeiras ou sugeriu a você parar de beber	<b>0,68</b>	0,52

As cargas fatoriais em negrito indicam a qual fator o item pertence.

### c) Consistência interna

O AUDIT apresentou um coeficiente alfa de *cronbach* de 0,94, demonstrando uma elevada consistência interna. Os resultados da avaliação da consistência interna do AUDIT e de suas versões breves são exibidos na Tabela 27.

**Tabela 27:** Alfa de *cronbach* do AUDIT e de suas versões breves.

Instrumentos	<i><b>α</b></i>
AUDIT	0,94
AUDIT-C	0,94
AUDIT-4	0,93
AUDIT-QF	0,90
AUDIT-PC	0,89
FAST	0,87
FIVE-SHOT	0,83

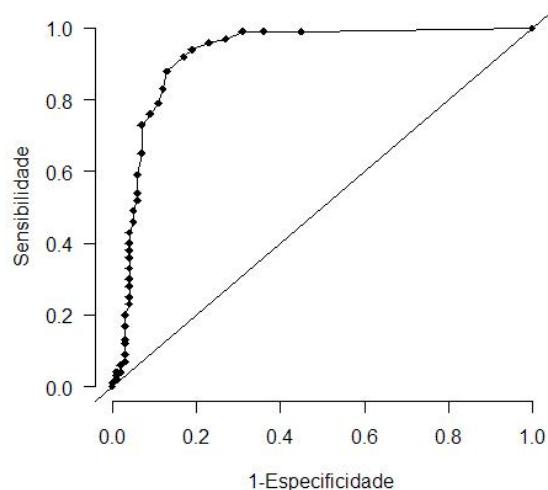
*α*= alfa de *cronbach*

#### d) Validade preditiva

Foi analisada a validade preditiva do AUDIT e de suas versões breves, como instrumentos de rastreamento de abuso, dependência de álcool e de transtornos relacionados ao uso de álcool. Esses estudos serão apresentados separadamente por instrumento.

- **Rastreamento de indicadores de abuso de álcool**

Na Figura 5, é apresentada a curva ROC do AUDIT para rastrear indicadores de abuso de álcool. A área sob a curva obtida foi de 0,92 (IC= 0,9205-0,923; EP= 0,0007).



**Figura 5** - Curva ROC do AUDIT como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 28, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, valor preditivo positivo, valor preditivo negativo e acurácia para diferentes pontos de corte do AUDIT. Foi recomendado o ponto de corte nove para rastrear abuso de álcool, já que apresentou maior acurácia.

**Tabela 28:** Pontos de cortes e desempenho do AUDIT para rastrear abuso de álcool.

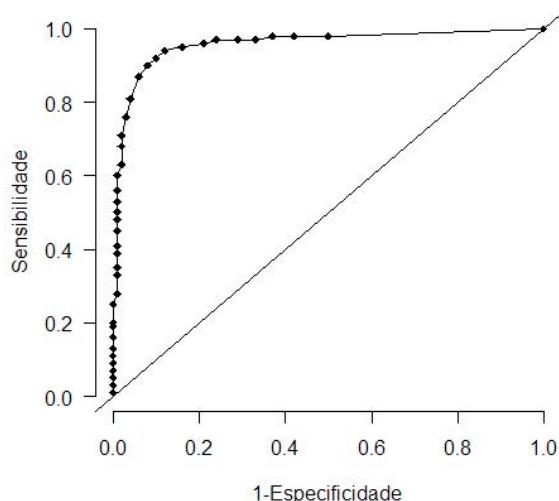
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
1	0,99	0,55	1,54	0,72	0,58	0,66
2	0,99	0,55	1,54	0,72	0,58	0,66
3	0,99	0,64	1,63	0,77	0,63	0,74
4	0,99	0,69	1,68	0,81	0,67	0,78
5	0,97	0,73	1,70	0,82	0,69	0,81
6	0,96	0,77	1,73	0,84	0,72	0,84
7	0,94	0,81	1,75	0,86	0,76	0,87
8	0,92	0,83	1,75	0,86	0,77	0,89
<b>9</b>	<b>0,88</b>	<b>0,87</b>	<b>1,75</b>	<b>0,87</b>	<b>0,81</b>	<b>0,91</b>
10	0,83	0,88	1,71	0,86	0,81	0,92
11	0,79	0,89	1,69	0,86	0,82	0,93
12	0,76	0,91	1,66	0,85	0,83	0,94
13	0,73	0,93	1,66	0,85	0,86	0,95
14	0,65	0,93	1,59	0,83	0,86	0,96
15	0,59	0,94	1,53	0,80	0,85	0,96
16	0,54	0,94	1,48	0,79	0,85	0,96
17	0,52	0,94	1,45	0,78	0,84	0,96
18	0,49	0,95	1,43	0,77	0,85	0,97
19	0,46	0,95	1,42	0,76	0,86	0,97
20	0,43	0,96	1,38	0,75	0,86	0,97
21	0,40	0,96	1,35	0,74	0,85	0,97
22	0,38	0,96	1,34	0,74	0,86	0,97
23	0,36	0,96	1,32	0,73	0,85	0,97
24	0,33	0,96	1,29	0,72	0,84	0,97
25	0,30	0,96	1,26	0,71	0,82	0,97
26	0,28	0,96	1,24	0,70	0,81	0,97
27	0,25	0,96	1,21	0,69	0,79	0,97
28	0,23	0,96	1,19	0,68	0,78	0,97
29	0,20	0,97	1,16	0,67	0,78	0,98
30	0,17	0,97	1,14	0,66	0,78	0,98
31	0,13	0,97	1,10	0,65	0,74	0,98
32	0,12	0,97	1,10	0,65	0,73	0,98
33	0,09	0,97	1,07	0,63	0,68	0,98
34	0,07	0,97	1,05	0,63	0,62	0,98
35	0,06	0,98	1,04	0,63	0,66	0,99
36	0,04	0,98	1,02	0,62	0,57	0,99
37	0,04	0,99	1,02	0,62	0,62	0,99
38	0,03	0,99	1,02	0,62	0,63	0,99
39	0,02	0,99	1,01	0,62	0,51	0,99
40	0,01	1,00	1,00	0,62	0,51	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

- **Rastreamento de indicadores de dependência de álcool**

O AUDIT apresentou uma área sob a curva de 0,96 (IC= 0,9581-0,9609; EP= 0,0007) para rastrear dependência de álcool. A curva ROC obtida pode ser observada na figura 6.



**Figura 6** - Curva ROC do AUDIT como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na tabela 29, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, valor preditivo positivo, valor preditivo negativo e acurácia para diferentes pontos de corte do AUDIT. Para identificar dependência de álcool, foi indicado o ponto de corte 13.

**Tabela 29:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT para rastrear de dependência de álcool.

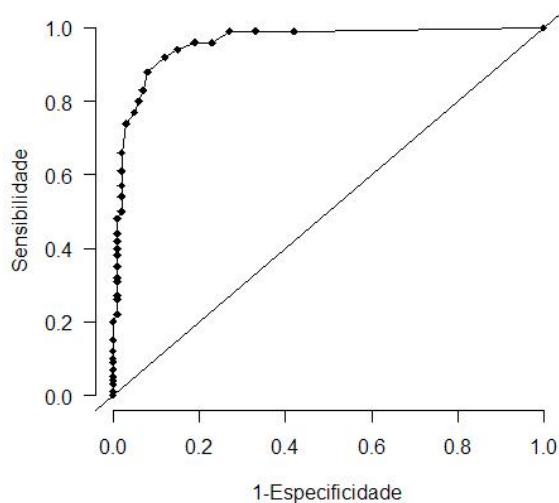
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
1	0,98	0,50	1,48	0,66	0,49	0,67
2	0,98	0,50	1,49	0,66	0,49	0,67
3	0,98	0,58	1,56	0,71	0,53	0,74
4	0,98	0,63	1,62	0,75	0,57	0,78
5	0,97	0,67	1,64	0,77	0,59	0,81
6	0,97	0,71	1,68	0,80	0,62	0,84
7	0,97	0,76	1,73	0,83	0,67	0,87
8	0,96	0,79	1,75	0,85	0,69	0,88
9	0,95	0,84	1,79	0,87	0,74	0,91
10	0,94	0,88	1,82	0,90	0,79	0,94
11	0,92	0,90	1,82	0,90	0,81	0,95
12	0,90	0,92	1,82	0,91	0,84	0,96
<b>13</b>	<b>0,87</b>	<b>0,94</b>	<b>1,82</b>	<b>0,92</b>	<b>0,88</b>	<b>0,97</b>
14	0,81	0,96	1,76	0,91	0,90	0,98
15	0,76	0,97	1,73	0,90	0,93	0,99
16	0,71	0,98	1,69	0,89	0,95	0,99
17	0,68	0,98	1,66	0,88	0,94	0,99
18	0,63	0,98	1,61	0,86	0,94	0,99
19	0,60	0,99	1,58	0,86	0,95	0,99
20	0,56	0,99	1,56	0,85	0,97	1,00
21	0,53	0,99	1,52	0,84	0,97	1,00
22	0,50	0,99	1,49	0,83	0,97	1,00
23	0,48	0,99	1,47	0,82	0,97	1,00
24	0,45	0,99	1,44	0,81	0,96	1,00
25	0,41	0,99	1,40	0,80	0,96	1,00
26	0,39	0,99	1,38	0,79	0,96	1,00
27	0,35	0,99	1,34	0,78	0,95	1,00
28	0,33	0,99	1,32	0,78	0,96	1,00
29	0,28	0,99	1,28	0,76	0,96	1,00
30	0,25	1,00	1,25	0,75	0,98	1,00
31	0,20	1,00	1,19	0,73	0,97	1,00
32	0,19	1,00	1,19	0,73	0,97	1,00
33	0,16	1,00	1,15	0,72	0,96	1,00
34	0,13	1,00	1,13	0,71	0,96	1,00
35	0,11	1,00	1,11	0,71	0,95	1,00
36	0,09	1,00	1,08	0,70	0,93	1,00
37	0,07	1,00	1,07	0,69	0,92	1,00
38	0,05	1,00	1,05	0,69	1,00	1,00
39	0,03	1,00	1,03	0,68	1,00	1,00
40	0,01	1,00	1,01	0,68	1,00	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ■ Rastreamento de indicadores de TRUA

O AUDIT apresentou uma área sob a curva de 0,96 (IC= 0,9561-0,9586; EP= 0,0006) para rastrear TRUA. A figura 7 ilustra a curva ROC obtida.



**Figura 7 -** Curva ROC do AUDIT como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 30, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT. A nota de corte nove foi a mais indicada para rastrear TRUA.

**Tabela 30:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT para rastrear TRUA.

<b>Pontos de corte</b>	<b>S</b>	<b>E</b>	<b>S+E</b>	<b>Ac</b>	<b>VPP</b>	<b>VPN</b>
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
1	0,99	0,58	1,57	0,75	0,63	0,66
2	0,99	0,58	1,57	0,75	0,63	0,66
3	0,99	0,67	1,66	0,81	0,69	0,74
4	0,99	0,73	1,72	0,84	0,73	0,79
5	0,96	0,77	1,73	0,85	0,75	0,82
6	0,96	0,81	1,77	0,87	0,79	0,86
7	0,94	0,85	1,79	0,89	0,82	0,89
8	0,92	0,88	1,79	0,89	0,84	0,91
<b>9</b>	<b>0,88</b>	<b>0,92</b>	<b>1,80</b>	<b>0,90</b>	<b>0,88</b>	<b>0,94</b>
10	0,83	0,93	1,76	0,89	0,89	0,95
11	0,80	0,94	1,74	0,88	0,91	0,96
12	0,77	0,95	1,72	0,88	0,92	0,97
13	0,74	0,97	1,71	0,88	0,95	0,98
14	0,66	0,98	1,64	0,85	0,95	0,98
15	0,61	0,98	1,59	0,83	0,96	0,99
16	0,57	0,98	1,55	0,81	0,96	0,99
17	0,54	0,98	1,52	0,80	0,96	0,99
18	0,50	0,98	1,48	0,78	0,96	0,99
19	0,48	0,99	1,47	0,77	0,97	0,99
20	0,44	0,99	1,44	0,76	0,98	0,99
21	0,42	0,99	1,41	0,75	0,98	0,99
22	0,40	0,99	1,39	0,74	0,98	0,99
23	0,38	0,99	1,37	0,73	0,98	0,99
24	0,35	0,99	1,35	0,73	0,97	0,99
25	0,32	0,99	1,32	0,71	0,97	0,99
26	0,31	0,99	1,30	0,70	0,97	0,99
27	0,27	0,99	1,27	0,69	0,97	0,99
28	0,26	0,99	1,25	0,68	0,96	0,99
29	0,22	0,99	1,21	0,67	0,96	0,99
30	0,20	1,00	1,19	0,66	0,98	1,00
31	0,15	1,00	1,15	0,64	0,97	1,00
32	0,15	1,00	1,15	0,64	0,97	1,00
33	0,12	1,00	1,12	0,63	0,97	1,00
34	0,10	1,00	1,10	0,62	0,96	1,00
35	0,09	1,00	1,08	0,61	0,95	1,00
36	0,07	1,00	1,06	0,61	0,94	1,00
37	0,05	1,00	1,05	0,60	0,93	1,00
38	0,04	1,00	1,04	0,59	1,00	1,00
39	0,03	1,00	1,03	0,59	1,00	1,00
40	0,01	1,00	1,01	0,58	1,00	1,00

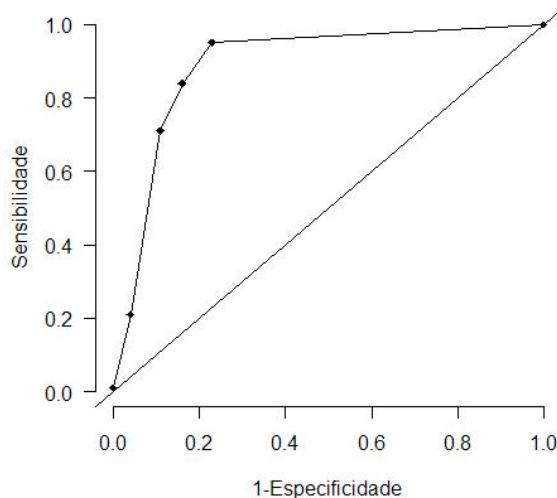
O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.2 AUDIT-3

- **Rastreamento de indicadores de abuso de álcool**

Na figura 8, é apresentada a curva ROC do AUDIT-3 para rastrear abuso de álcool. O AUDIT-3 obteve uma área sob a curva de 0,89 (IC= 0,8880-0,8906; EP= 0,007).



**Figura 8** - Curva ROC do AUDIT-3 como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 31, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-3. Os melhores resultados foram verificados no ponto de corte dois.

**Tabela 31:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-3 para rastrear de abuso de álcool.

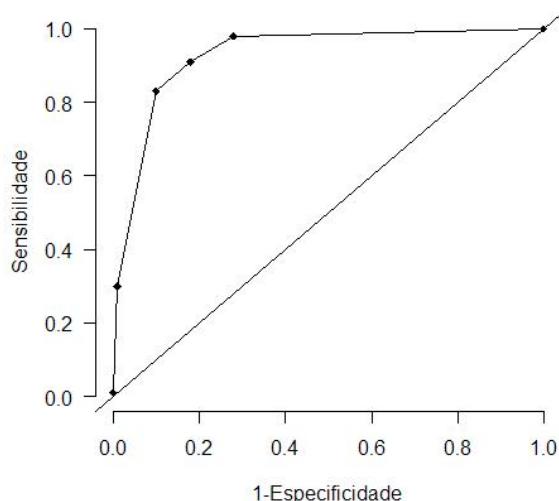
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
1	0,95	0,77	1,72	0,84	0,72	0,84
<b>2</b>	<b>0,84</b>	<b>0,84</b>	<b>1,69</b>	<b>0,84</b>	<b>0,77</b>	<b>0,90</b>
3	0,71	0,89	1,60	0,82	0,81	0,93
4	0,21	0,96	1,16	0,67	0,75	0,97

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

### ■ Rastreamento de indicadores de dependência de álcool

Na avaliação da validade preditiva do AUDIT-3 para rastrear dependência de álcool, observou-se uma área sob a curva de 0,93 (IC= 0,9273-0,9301; EP= 0,0007). A figura abaixo ilustra a curva ROC obtida.



**Figura 9** - Curva ROC do AUDIT-3 como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID

Na Tabela 32, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-3. Nessa avaliação, foi recomendado o ponto de corte três.

**Tabela 32:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-3 para rastrear dependência de álcool.

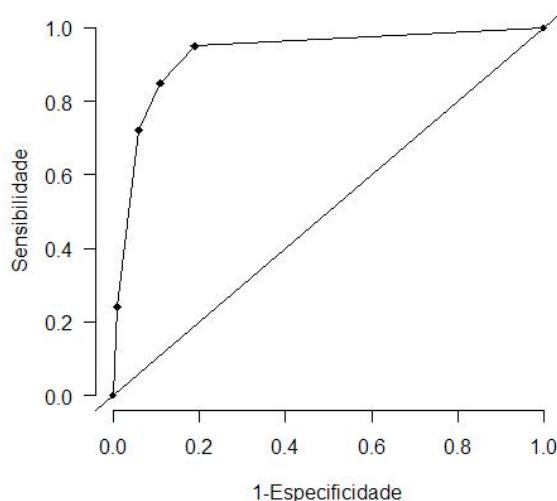
Pontos de corte	S	E	S+E	AC	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
1	0,98	0,72	1,70	0,81	0,63	0,84
2	0,91	0,82	1,73	0,85	0,71	0,90
<b>3</b>	<b>0,83</b>	<b>0,90</b>	<b>1,74</b>	<b>0,88</b>	<b>0,81</b>	<b>0,95</b>
4	0,30	0,99	1,29	0,76	0,93	0,99

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; AC= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

### ▪ Rastreamento de indicadores de TRUA

O AUDIT-3 apresentou uma área sob a curva de 0,92 (IC= 0,9226-0,9252; EP= 0,0006) para rastrear TRUA. A curva ROC obtida é ilustrada na Figura 10.



**Figura 10** - Curva ROC do AUDIT como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 33, são apresentados os resultados relativos ao estudo da validade preditiva do AUDIT-3 para rastrear TRUA. A nota de corte dois foi a que melhor equilibrou os valores de sensibilidade, especificidade e acurácia.

**Tabela 33:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-3 para rastrear TRUA.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
1	0,95	0,81	1,76	0,87	0,78	0,86
<b>2</b>	<b>0,85</b>	<b>0,89</b>	<b>1,74</b>	<b>0,87</b>	<b>0,85</b>	<b>0,92</b>
3	0,72	0,94	1,66	0,85	0,89	0,95
4	0,24	0,99	1,23	0,67	0,95	0,99

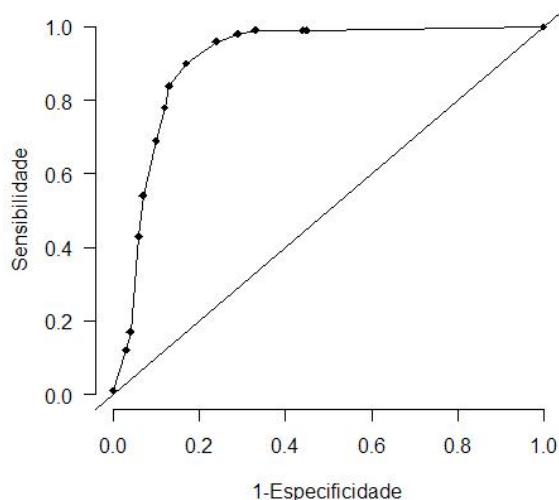
O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.3 AUDIT-C

##### ▪ Rastreamento de indicadores de abuso de álcool

O AUDIT-C obteve uma área sob a curva ROC de 0,91(IC= 0,9063-0,9089; EP= 0,0007) para rastrear abuso de álcool. A Figura 11 mostra a curva obtida.



**Figura 11** - Curva ROC do AUDIT-C como instrumento de rastreamento abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 34, são apresentados os resultados relativos ao estudo da validade preditiva do AUDIT-C para rastrear abuso de álcool. Nessa avaliação, o ponto de corte seis apresentou os melhores resultados.

**Tabela 34:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-C para rastrear abuso de álcool.

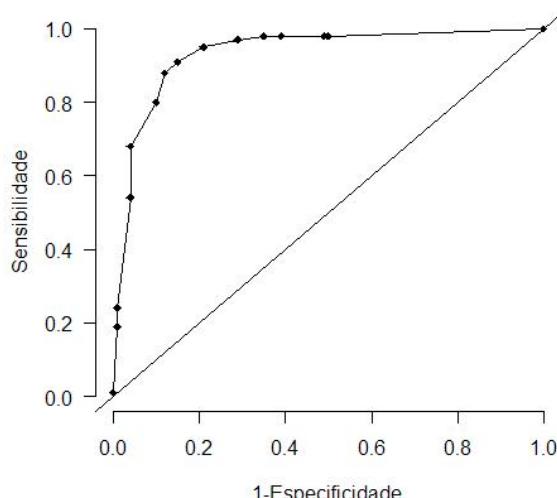
Pontos de corte	S	E	S+E	AC	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
1	0,99	0,55	1,54	0,72	0,58	0,66
2	0,99	0,56	1,55	0,72	0,58	0,67
3	0,99	0,67	1,65	0,79	0,65	0,76
4	0,98	0,71	1,69	0,82	0,68	0,80
5	0,96	0,76	1,72	0,84	0,71	0,84
<b>6</b>	<b>0,90</b>	<b>0,83</b>	<b>1,72</b>	<b>0,85</b>	<b>0,76</b>	<b>0,88</b>
7	0,84	0,87	1,71	0,85	0,80	0,91
8	0,78	0,88	1,66	0,84	0,80	0,92
9	0,69	0,90	1,59	0,82	0,81	0,93
10	0,54	0,93	1,47	0,78	0,82	0,95
11	0,43	0,94	1,37	0,74	0,81	0,96
12	0,17	0,96	1,13	0,66	0,74	0,98

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de dependência de álcool

Para rastrear dependência de álcool, o AUDIT-C apresentou uma área sob a curva ROC de 0,93 (IC= 0,9333-0,9361; EP= 0,0007). A curva ROC do AUDIT-C pode ser observada na figura abaixo.



**Figura 12 -** Curva ROC do AUDIT-C como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 35, são apresentados os resultados relativos ao estudo de validade preditiva do AUDIT-C como rastreador de dependência de álcool. O ponto de corte oito foi o mais indicado nessa avaliação.

**Tabela 35:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-C para rastrear dependência de álcool.

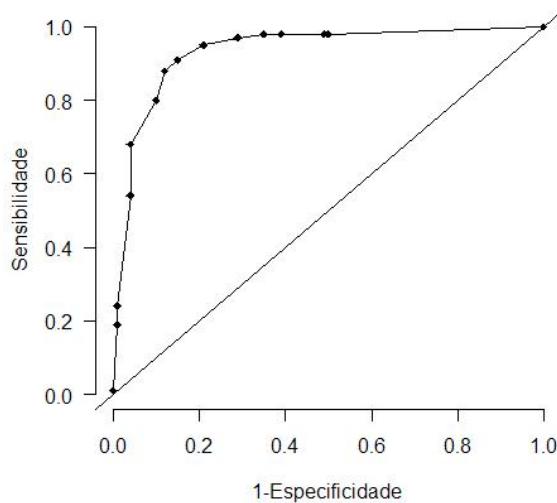
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
1	0,98	0,50	1,49	0,66	0,49	0,67
2	0,98	0,51	1,49	0,66	0,49	0,68
3	0,98	0,61	1,59	0,73	0,55	0,76
4	0,98	0,65	1,64	0,76	0,58	0,79
5	0,97	0,71	1,68	0,79	0,62	0,83
6	0,95	0,79	1,74	0,84	0,69	0,88
7	0,91	0,85	1,76	0,87	0,74	0,92
<b>8</b>	<b>0,88</b>	<b>0,88</b>	<b>1,76</b>	<b>0,88</b>	<b>0,78</b>	<b>0,94</b>
9	0,80	0,90	1,70	0,87	0,80	0,95
10	0,68	0,96	1,63	0,86	0,88	0,98
11	0,54	0,96	1,50	0,83	0,88	0,98
12	0,24	0,99	1,22	0,74	0,89	0,99

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de TRUA

O AUDIT-C, para rastrear TRUA, obteve uma área sob a curva de 0,94 (IC= 0,9414-0,9440; EP= 0,0006). A Figura 13 mostra a curva ROC mencionada.



**Figura 13** - Curva ROC do AUDIT-C como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 36, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-C. O ponto de corte sete foi o indicado para rastrear TRUA.

**Tabela 36:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-C para rastrear TRUA.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
1	0,98	0,50	1,49	0,75	0,59	0,58
2	0,98	0,51	1,49	0,76	0,59	0,59
3	0,98	0,61	1,59	0,82	0,65	0,68
4	0,98	0,65	1,64	0,85	0,67	0,72
5	0,97	0,71	1,68	0,86	0,71	0,77
6	0,95	0,79	1,74	0,88	0,77	0,84
7	<b>0,91</b>	<b>0,85</b>	<b>1,76</b>	<b>0,89</b>	<b>0,81</b>	<b>0,88</b>
8	0,88	0,88	1,76	0,87	0,84	0,91
9	0,80	0,90	1,70	0,84	0,86	0,93
10	0,68	0,96	1,63	0,80	0,92	0,97
11	0,54	0,96	1,50	0,75	0,91	0,97
12	0,24	0,99	1,22	0,66	0,92	0,99

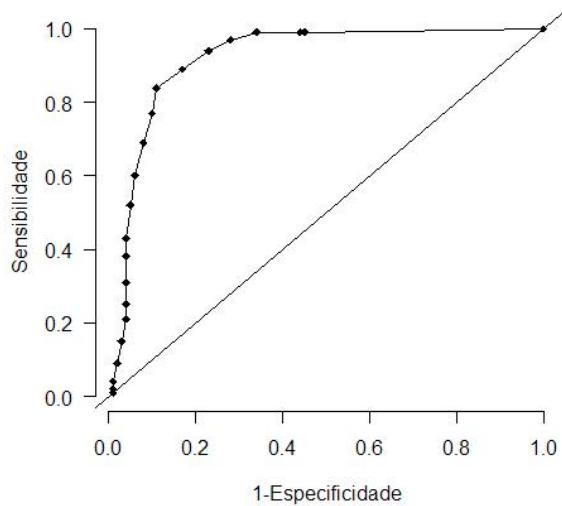
O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.4 AUDIT-PC

##### ▪ Rastreamento de indicadores de abuso de álcool

Na figura 14, é apresentada a curva ROC do AUDIT-PC como rastreador de abuso de álcool. Nessa avaliação, observou-se uma área sob a curva de 0,92 (IC= 0,9180-0,9206; EP= 0,0007).



**Figura 14** - Curva ROC do AUDIT-PC como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 37, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-PC para rastrear abuso de álcool. Nessa avaliação, o ponto de corte sete provou ser o mais adequado.

**Tabela 37:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-PC para rastrear abuso de álcool.

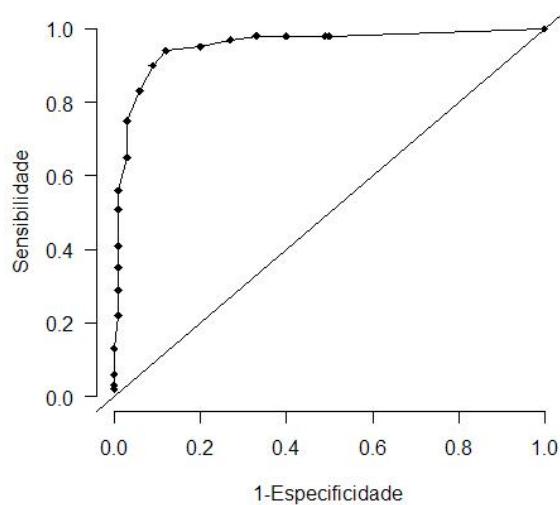
<b>Pontos de corte</b>	<b>S</b>	<b>E</b>	<b>S+E</b>	<b>AC</b>	<b>VPP</b>	<b>VPN</b>
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
1	0,99	0,55	1,54	0,72	0,58	0,66
2	0,99	0,56	1,55	0,72	0,58	0,67
3	0,99	0,66	1,65	0,79	0,65	0,76
4	0,97	0,72	1,70	0,82	0,69	0,81
5	0,94	0,77	1,71	0,84	0,72	0,84
6	0,89	0,83	1,73	0,86	0,77	0,89
7	<b>0,84</b>	<b>0,89</b>	<b>1,73</b>	<b>0,87</b>	<b>0,83</b>	<b>0,93</b>
8	0,77	0,90	1,66	0,85	0,83	0,93
9	0,69	0,92	1,61	0,83	0,85	0,95
10	0,60	0,94	1,54	0,81	0,86	0,96
11	0,52	0,95	1,46	0,78	0,85	0,96
12	0,43	0,96	1,39	0,76	0,86	0,97
13	0,38	0,96	1,34	0,74	0,86	0,97
14	0,31	0,96	1,27	0,71	0,84	0,98
15	0,25	0,96	1,21	0,69	0,81	0,98
16	0,21	0,96	1,17	0,67	0,78	0,98
17	0,15	0,97	1,12	0,66	0,75	0,98
18	0,09	0,98	1,07	0,64	0,75	0,99
19	0,04	0,99	1,03	0,62	0,67	0,99
20	0,02	0,99	1,01	0,62	0,51	0,99

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de dependência de álcool

O AUDIT-PC apresentou uma área sob a curva de 0,95 (IC= 0,9526-0,9554; EP= 0,0007) para rastrear dependência de álcool. Essa curva é apresentada na figura abaixo.



**Figura 15** - Curva ROC do AUDIT-PC como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 38, são apresentados os resultados relativos ao estudo de validade preditiva do AUDIT-PC como rastreador de dependência de álcool. No ponto de corte oito foram observados os resultados que maximizavam conjuntamente a sensibilidade, especificidade, além da maior acurácia.

**Tabela 38:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-PC para rastrear dependência de álcool.

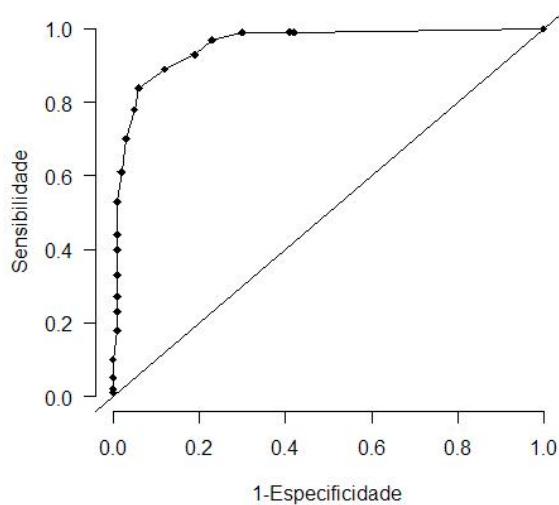
<b>Pontos de corte</b>	<b>S</b>	<b>E</b>	<b>S+E</b>	<b>Ac</b>	<b>VPP</b>	<b>VPN</b>
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
1	0,98	0,50	1,49	0,66	0,49	0,67
2	0,98	0,51	1,49	0,66	0,49	0,68
3	0,98	0,60	1,58	0,73	0,55	0,76
4	0,98	0,67	1,65	0,77	0,59	0,81
5	0,97	0,73	1,69	0,81	0,63	0,85
6	0,95	0,80	1,75	0,85	0,70	0,89
7	0,94	0,88	1,81	0,90	0,79	0,94
<b>8</b>	<b>0,90</b>	<b>0,91</b>	<b>1,81</b>	<b>0,91</b>	<b>0,83</b>	<b>0,95</b>
9	0,83	0,94	1,77	0,91	0,87	0,97
10	0,75	0,97	1,71	0,89	0,91	0,98
11	0,65	0,97	1,62	0,87	0,92	0,99
12	0,56	0,99	1,54	0,85	0,95	0,99
13	0,51	0,99	1,50	0,83	0,97	1,00
14	0,41	0,99	1,41	0,80	0,96	1,00
15	0,35	0,99	1,34	0,78	0,95	1,00
16	0,29	0,99	1,29	0,76	0,95	1,00
17	0,22	0,99	1,21	0,74	0,93	1,00
18	0,13	1,00	1,13	0,71	0,96	1,00
19	0,06	1,00	1,06	0,69	0,91	1,00
20	0,03	1,00	1,03	0,68	0,83	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de TRUA

O AUDIT-PC obteve uma área sob a curva de 0,94 (IC= 0,9523-0,9549; EP= 0,0006) para rastrear TRUA. A curva ROC é apresentada na Figura 16.



**Figura 16** - Curva ROC do AUDIT-PC como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 39, são apresentados os resultados relativos ao estudo de validade preditiva do AUDIT-PC para rastrear TRUA. No ponto de corte sete, foram observados os resultados que maximizavam conjuntamente a sensibilidade, a especificidade e a acurácia.

**Tabela 39:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-PC para rastrear TRUA.

<b>Pontos de corte</b>	<b>S</b>	<b>E</b>	<b>S+E</b>	<b>Ac</b>	<b>VPP</b>	<b>VPN</b>
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
1	0,99	0,58	1,57	0,75	0,63	0,66
2	0,99	0,59	1,57	0,76	0,63	0,66
3	0,99	0,70	1,68	0,82	0,70	0,76
4	0,97	0,77	1,73	0,85	0,75	0,82
5	0,93	0,81	1,75	0,86	0,78	0,86
6	0,89	0,88	1,77	0,89	0,84	0,91
7	<b>0,84</b>	<b>0,94</b>	<b>1,78</b>	<b>0,90</b>	<b>0,91</b>	<b>0,95</b>
8	0,78	0,95	1,72	0,88	0,92	0,96
9	0,70	0,97	1,67	0,86	0,94	0,98
10	0,61	0,98	1,60	0,83	0,97	0,99
11	0,53	0,99	1,52	0,80	0,97	0,99
12	0,44	0,99	1,43	0,76	0,97	0,99
13	0,40	0,99	1,39	0,74	0,98	0,99
14	0,33	0,99	1,32	0,71	0,97	0,99
15	0,27	0,99	1,27	0,69	0,97	0,99
16	0,23	0,99	1,23	0,67	0,96	0,99
17	0,18	0,99	1,17	0,65	0,95	0,99
18	0,10	1,00	1,10	0,62	0,96	1,00
19	0,05	1,00	1,05	0,60	0,92	1,00
20	0,02	1,00	1,02	0,59	0,84	1,00

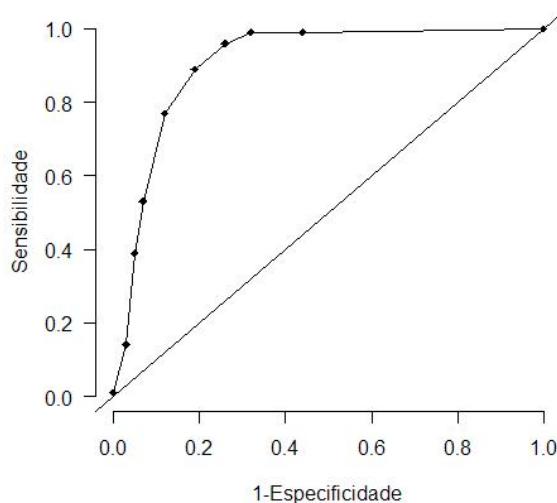
O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.5 AUDIT-QF

##### ▪ Rastreamento de indicadores de abuso de álcool

Na avaliação da validade preditiva do AUDIT-QF, para rastrear abuso de álcool, observou-se uma área sob a curva de 0,90 (IC= 0,9020-0,9046; EP= 0,0007). Essa curva ROC pode ser observada na figura abaixo.



**Figura 17** - Curva ROC do AUDIT-QF como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 40, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-QF. Nessa avaliação, o ponto de corte cinco demonstrou ser o mais adequado para rastrear abuso de álcool.

**Tabela 40:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-QF para rastrear abuso de álcool.

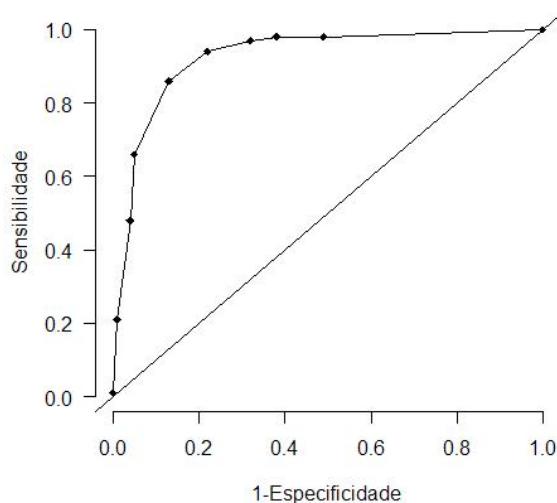
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
2	0,99	0,56	1,55	0,72	0,58	0,67
3	0,99	0,68	1,66	0,79	0,65	0,77
4	0,96	0,74	1,69	0,82	0,69	0,82
<b>5</b>	<b>0,89</b>	<b>0,81</b>	<b>1,70</b>	<b>0,84</b>	<b>0,75</b>	<b>0,87</b>
6	0,77	0,88	1,64	0,83	0,80	0,92
7	0,53	0,93	1,46	0,78	0,82	0,95
8	0,39	0,95	1,34	0,73	0,82	0,96

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

### ▪ Rastreamento de indicadores de dependência de álcool

O AUDIT-QF apresentou uma ASC de 0,93 (IC= 0,9244-0,9272; EP= 0,0007) para rastrear dependência de álcool. A curva obtida pode ser observada na Figura 18.



**Figura 18** - Curva ROC do AUDIT-QF como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 41, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo do AUDIT-QF como rastreador de dependência de álcool. Nessa avaliação, o ponto de corte seis demonstrou ser o mais adequado.

**Tabela 41:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-QF para rastrear dependência de álcool.

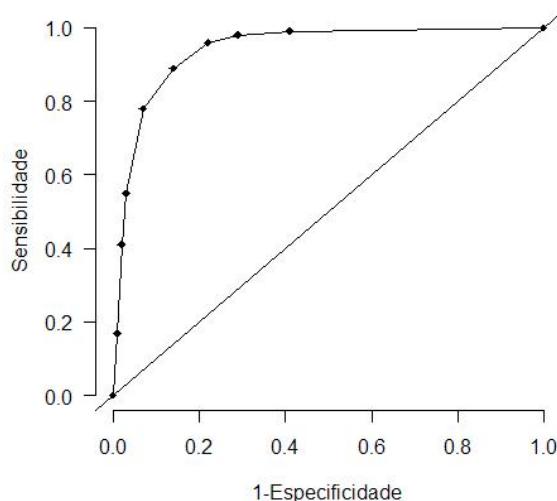
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
2	0,98	0,51	1,49	0,66	0,49	0,68
3	0,98	0,62	1,60	0,74	0,56	0,77
4	0,97	0,68	1,65	0,78	0,60	0,82
5	0,94	0,78	1,72	0,83	0,67	0,88
<b>6</b>	<b>0,86</b>	<b>0,87</b>	<b>1,73</b>	<b>0,87</b>	<b>0,77</b>	<b>0,93</b>
7	0,66	0,95	1,60	0,85	0,86	0,97
8	0,48	0,96	1,44	0,80	0,86	0,98

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

### ▪ Rastreamento de indicadores de TRUA

O AUDIT-QF, para rastrear TRUA, apresentou uma área sob a curva ROC de 0,94 (IC= 0,9362-0,9387; EP= 0,0006). A Figura 19 exibe a curva obtida.



**Figura 19** - Curva ROC do AUDIT-QF como instrumento de rastreamento de indicadores de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 42, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-QF. Nessa avaliação, o ponto de corte quatro demonstrou ser o mais adequado como rastreador TRUA.

**Tabela 42:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-QF para rastrear TRUA.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
1	0,99	0,59	1,57	0,76	0,63	0,66
2	0,98	0,71	1,70	0,83	0,71	0,77
3	0,96	0,78	1,73	0,85	0,76	0,83
<b>4</b>	<b>0,89</b>	<b>0,86</b>	<b>1,75</b>	<b>0,87</b>	<b>0,82</b>	<b>0,89</b>
5	0,78	0,93	1,70	0,86	0,88	0,94
6	0,55	0,97	1,52	0,79	0,93	0,98
7	0,41	0,98	1,39	0,74	0,93	0,98
8	0,17	0,99	1,16	0,64	0,92	0,99

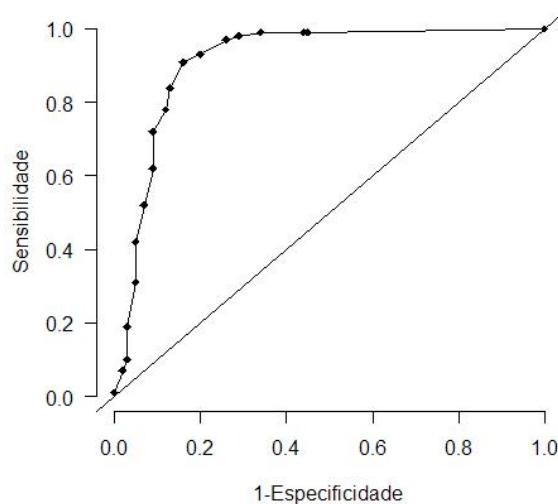
O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.6 AUDIT-4

##### ▪ Rastreamento de indicadores de abuso de álcool

Na avaliação da validade preditiva do AUDIT-4 para rastrear abuso de álcool, observou-se uma área sob a curva ROC de 0,91 (IC= 0,9112-0,9138; EP= 0,0007). A curva obtida pode ser observada na figura abaixo.



**Figura 20** - Curva ROC do AUDIT-4 como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 43, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-QF. Nessa avaliação, o ponto de corte sete foi o mais adequado para rastrear TRUA .

**Tabela 43:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-4 para rastrear abuso de álcool.

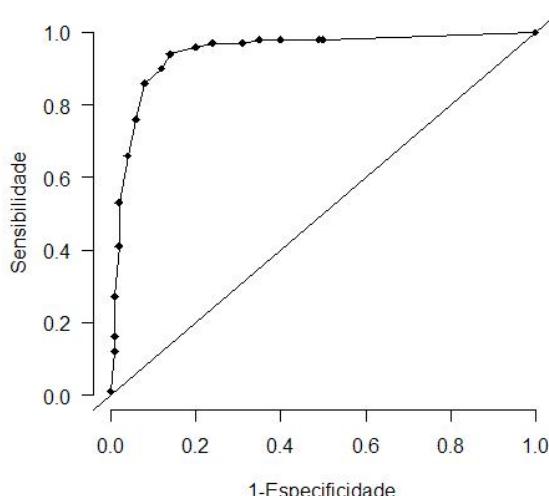
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
1	0,99	0,55	1,54	0,72	0,58	0,66
2	0,99	0,56	1,55	0,72	0,58	0,67
3	0,99	0,66	1,64	0,78	0,64	0,75
4	0,98	0,71	1,69	0,81	0,68	0,79
5	0,97	0,74	1,71	0,83	0,70	0,82
6	0,93	0,80	1,73	0,85	0,75	0,87
7	<b>0,91</b>	<b>0,84</b>	<b>1,75</b>	<b>0,87</b>	<b>0,78</b>	<b>0,89</b>
8	0,84	0,87	1,71	0,86	0,80	0,92
9	0,78	0,88	1,66	0,84	0,80	0,92
10	0,72	0,91	1,62	0,83	0,83	0,94
11	0,62	0,91	1,53	0,80	0,81	0,94
12	0,52	0,93	1,45	0,77	0,83	0,96
13	0,42	0,95	1,37	0,75	0,84	0,97
14	0,31	0,95	1,26	0,71	0,81	0,97
15	0,19	0,97	1,16	0,67	0,79	0,98
16	0,10	0,97	1,07	0,64	0,69	0,98

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de dependência de álcool

AUDIT-4 obteve uma área sob a curva ROC de 0,95 (IC= 0,9450-0,9478; EP= 0,0007) para rastrear dependência de álcool. Essa curva é ilustrada na figura abaixo.



**Figura 21** - Curva ROC do AUDIT-4 como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 44, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-QF. Nessa avaliação, o ponto de corte dez foi o mais adequado para triar TRUA.

**Tabela 44:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-4 para rastrear dependência de álcool.

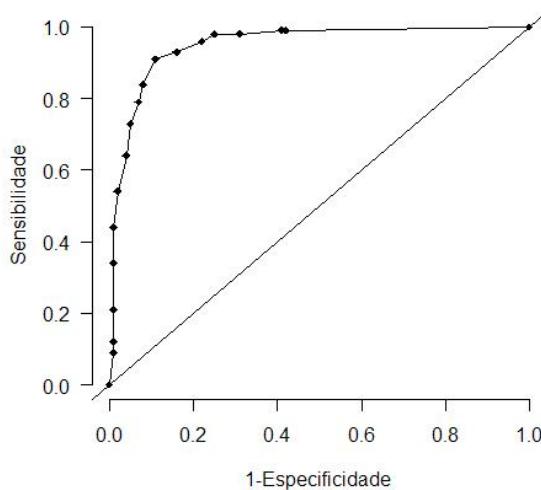
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
1	0,98	0,50	1,49	0,66	0,49	0,67
2	0,98	0,51	1,49	0,66	0,49	0,68
3	0,98	0,60	1,58	0,73	0,55	0,76
4	0,98	0,65	1,63	0,76	0,58	0,79
5	0,97	0,69	1,66	0,78	0,60	0,82
6	0,97	0,76	1,72	0,83	0,66	0,86
7	0,96	0,80	1,76	0,86	0,70	0,89
8	0,94	0,86	1,80	0,89	0,77	0,93
9	0,90	0,88	1,78	0,89	0,79	0,94
<b>10</b>	<b>0,86</b>	<b>0,92</b>	<b>1,79</b>	<b>0,90</b>	<b>0,85</b>	<b>0,96</b>
11	0,76	0,94	1,70	0,88	0,86	0,97
12	0,66	0,96	1,62	0,86	0,89	0,98
13	0,53	0,98	1,51	0,83	0,92	0,99
14	0,41	0,98	1,39	0,79	0,91	0,99
15	0,27	0,99	1,26	0,76	0,96	1,00
16	0,16	0,99	1,15	0,72	0,93	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ■ Rastreamento de indicadores de TRUA

Na avaliação da validade preditiva do AUDIT-4 para rastrear TRUA, observou-se uma área sob a curva de 0,95 (IC= 0,9475-0,9501; EP= 0,0006). Essa curva ROC pode ser observada na figura abaixo.



**Figura 22** - Curva ROC do AUDIT-4 como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 45, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do AUDIT-4. Nessa avaliação, foi recomendado o ponto de corte sete para triar TRUA.

**Tabela 45:** Pontos de corte e desempenho do AUDIT-4 para rastrear TRUA.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
1	0,99	0,58	1,57	0,75	0,63	0,66
2	0,99	0,59	1,57	0,76	0,63	0,66
3	0,98	0,69	1,68	0,82	0,70	0,76
4	0,98	0,75	1,72	0,84	0,74	0,80
5	0,96	0,78	1,74	0,86	0,76	0,83
6	0,93	0,84	1,77	0,88	0,81	0,88
7	<b>0,91</b>	<b>0,89</b>	<b>1,79</b>	<b>0,89</b>	<b>0,85</b>	<b>0,91</b>
8	0,84	0,92	1,76	0,89	0,88	0,94
9	0,79	0,93	1,72	0,87	0,89	0,95
10	0,73	0,95	1,69	0,86	0,92	0,97
11	0,64	0,96	1,60	0,83	0,92	0,97
12	0,54	0,98	1,52	0,79	0,94	0,98
13	0,44	0,99	1,42	0,76	0,96	0,99
14	0,34	0,99	1,33	0,72	0,96	0,99
15	0,21	0,99	1,20	0,66	0,96	0,99
16	0,12	0,99	1,11	0,63	0,93	0,99

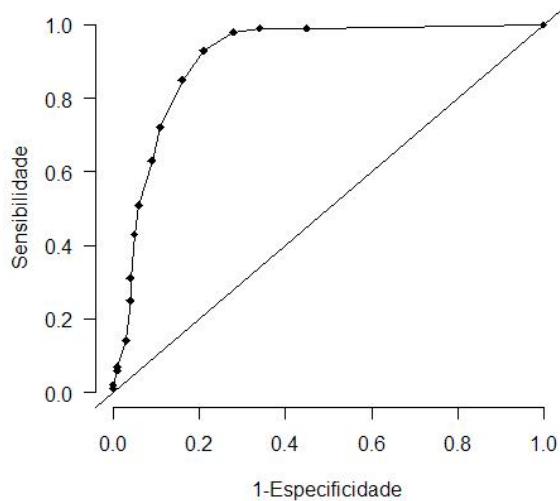
O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.7 Five-Shot

##### ▪ Rastreamento de indicadores de abuso de álcool

Na avaliação do *Five-Shot*, observou-se uma área sob a curva de 0,91 (IC= 0,9063-0,9090; EP= 0,0007). Essa curva ROC pode ser vista na Figura 23.



**Figura 23** - Curva ROC do *Five-Shot* como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 46, são apresentados os resultados relativos ao estudo de validade preditiva do *Five-Shot* para identificar abuso de álcool. No ponto de corte dois, foram observados os resultados que maximizavam conjuntamente a sensibilidade, especificidade e acurácia.

**Tabela 46:** Pontos de corte e desempenho do *Five-Shot* para rastrear abuso de álcool.

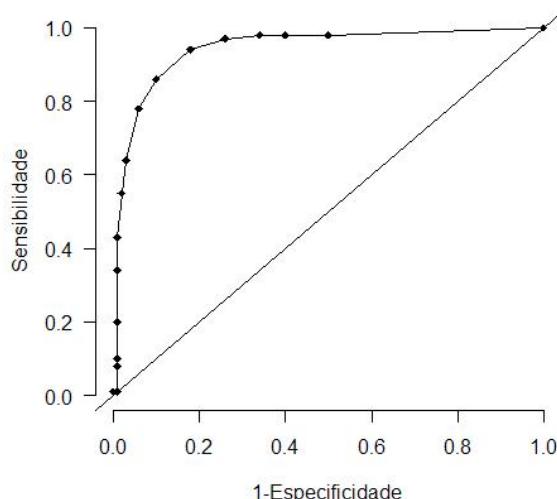
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
0,5	0,99	0,55	1,54	0,72	0,58	0,66
1	0,99	0,66	1,65	0,79	0,65	0,76
1,5	0,98	0,72	1,69	0,82	0,68	0,80
<b>2</b>	<b>0,93</b>	<b>0,79</b>	<b>1,72</b>	<b>0,84</b>	<b>0,73</b>	<b>0,85</b>
2,5	0,85	0,84	1,69	0,84	0,77	0,89
3	0,72	0,89	1,60	0,82	0,80	0,93
3,5	0,63	0,91	1,54	0,80	0,82	0,94
4	0,51	0,94	1,44	0,77	0,84	0,96
4,5	0,43	0,95	1,38	0,75	0,85	0,97
5	0,31	0,96	1,27	0,71	0,82	0,97
5,5	0,25	0,96	1,21	0,69	0,81	0,98
6	0,14	0,97	1,11	0,65	0,73	0,98
6,5	0,07	0,99	1,06	0,63	0,76	0,99
7	0,06	0,99	1,05	0,63	0,75	0,99

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de dependência de álcool

Na avaliação *Five-Shot* para rastrear dependência, observou-se uma ASC ROC de 0,94 (IC= 0,9419-0,9447; EP= 0,0007). Essa curva pode ser observada na figura abaixo.



**Figura 24 -** Curva ROC do *Five-Shot* como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 47, são apresentados os resultados relativos ao estudo de validade preditiva do *Five-Shot* para identificar dependência de álcool. Nos pontos de corte três e 3,5, foram observados os resultados que maximizavam conjuntamente a sensibilidade, especificidade e a acurácia.

**Tabela 47:** Pontos de corte e desempenho do *Five-Shot* para rastrear dependência de álcool.

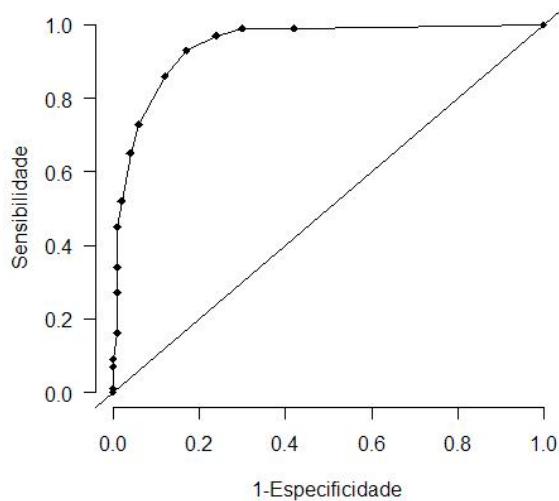
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
0,5	0,98	0,50	1,49	0,66	0,49	0,67
1	0,98	0,60	1,59	0,73	0,55	0,76
1,5	0,98	0,66	1,64	0,76	0,58	0,80
2	0,97	0,74	1,72	0,82	0,65	0,86
2,5	0,94	0,82	1,76	0,86	0,72	0,90
<b>3</b>	<b>0,86</b>	<b>0,90</b>	<b>1,76</b>	<b>0,89</b>	<b>0,81</b>	<b>0,95</b>
3,5	0,78	0,94	1,71	0,89	0,86	0,97
4	0,64	0,97	1,61	0,86	0,91	0,98
4,5	0,55	0,98	1,53	0,84	0,92	0,99
5	0,43	0,99	1,41	0,80	0,95	0,99
5,5	0,34	0,99	1,33	0,78	0,94	0,99
6	0,20	0,99	1,18	0,73	0,90	0,99
6,5	0,10	0,99	1,09	0,70	0,86	1,00
7	0,08	0,99	1,07	0,69	0,82	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de TRUA

O *Five-Shot* para rastrear TRUA apresentou uma área sob a curva ROC de 0,94 (IC= 0,9416-0,9442; EP= 0,0006). A Figura 25 ilustra a curva obtida.



**Figura 25** - Curva ROC do *Five-Shot* como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 48, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do *Five-Shot*. O ponto de corte dois foi o mais indicado para rastrear TRUA.

**Tabela 48:** Pontos de corte e desempenho do *Five-Shot* para rastrear TRUA.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
0,5	0,99	0,58	1,57	0,75	0,63	0,66
1	0,99	0,70	1,69	0,82	0,71	0,76
1,5	0,97	0,76	1,73	0,85	0,75	0,81
<b>2</b>	<b>0,93</b>	<b>0,83</b>	<b>1,76</b>	<b>0,87</b>	<b>0,80</b>	<b>0,87</b>
2,5	0,86	0,88	1,74	0,87	0,84	0,91
3	0,73	0,94	1,67	0,85	0,89	0,95
3,5	0,65	0,96	1,60	0,83	0,92	0,97
4	0,52	0,98	1,50	0,79	0,94	0,98
4,5	0,45	0,99	1,44	0,76	0,96	0,99
5	0,34	0,99	1,33	0,72	0,97	0,99
5,5	0,27	0,99	1,27	0,69	0,97	0,99
6	0,16	0,99	1,15	0,64	0,94	0,99
6,5	0,09	1,00	1,08	0,61	0,95	1,00
7	0,07	1,00	1,06	0,61	0,94	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.8 Fast Alcohol Screening Test (FAST)

##### a) Fidedignidade teste-reteste

O estudo da fidedignidade teste-reteste do FAST realizado com estudantes universitários resultou em um elevado coeficiente de correlação intraclasse de 0,82 (IC entre 0,79 e 0,85). Na avaliação dos itens individuais, por meio do coeficiente de concordância *kappa*, foram observados resultados moderados. Esses valores são apresentados na Tabela 49.

**Tabela 49:** Coeficientes *kappa* para cada questão do FAST aplicado em uma amostra de 429 estudantes universitários.

Questões do FAST	Kappa	IC (95%)
1- Consome 6 ou mais doses de bebidas alcoólica em uma ocasião	0,68	0,63 - 0,73
2- Deixou de fazer o que era esperado devido ao uso de bebidas	0,51	0,41 - 0,60
3- Não conseguiu lembrar o que aconteceu na noite anterior	0,50	0,40 - 0,60
4- Falararam de suas bebedeiras ou sugeriu a você parar de beber	0,73	0,63 - 0,83

IC= intervalo de confiança

##### b) Fidedignidade interavaliadores

No estudo da fidedignidade interavaliadores com 40 pacientes do CAPS-AD, a avaliação do escore total FAST resultou em uma concordância perfeita (CCI=1). Na análise dos itens individuais, observou-se uma correlação de 0,97 (IC entre 0,94 e 1) na questão três e, uma correlação perfeita nas demais questões (itens 1, 2 e 4).

##### c) Análise fatorial

Para verificar a habituação da amostra utilizada calculou-se o índice KMO. O valor obtido (0,76) demonstrou uma adequação moderada.

A análise fatorial do FAST, de acordo com os critérios de Kaiser, resultou em um único fator que respondeu por 71% da variância dos dados. Na tabela 50, são apresentadas as cargas fatoriais para os quatro possíveis fatores do FAST.

**Tabela 50:** Análise Fatorial do FAST aplicado em uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD.

Fatores	Autovalor	Variância (%)	Variância Acumulada (%)
1	<b>2,85</b>	71	71
2	0,61	15	87
3	0,28	7	93
4	0,26	7	100

O negrito exibe o número de fatores identificados segundo o critério de Kaiser.

A Análise dos Componentes Principais sem rotação identificou que todas as questões estão localizadas em no mesmo fator. Esses resultados podem ser observados na Tabela 51.

**Tabela 51:** Análise Fatorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do FAST.

Questões do FAST	Fator 1	Fator 2
1- Consome 6 ou mais doses de bebidas alcoólica em uma ocasião	<b>0,86</b>	-0,34
2- Deixou de fazer o que era esperado devido ao uso de bebidas	<b>0,86</b>	0,32
3- Não conseguiu lembrar o que aconteceu na noite anterior	<b>0,82</b>	0,46
4- Falaram de suas bebedeiras ou sugeriu a você parar de beber	<b>0,83</b>	-0,43

As cargas fatoriais em negrito indicam a qual fator o item pertence.

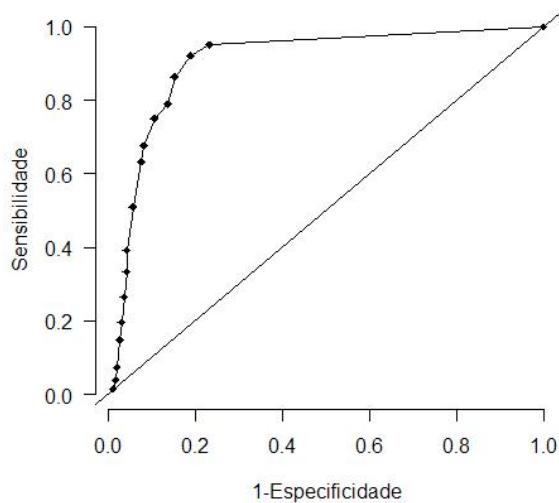
#### d) Consistência interna

A avaliação da consistência interna do FAST resultou coeficiente satisfatório de 0,87.

#### e) Validade preditiva

##### ▪ Rastreamento de indicadores de abuso de álcool

O FAST apresentou uma área sob a curva de 0,90 (IC= 0,8999-0,9025; EP= 0,0007) para rastrear abuso de álcool. A Figura 26 ilustra a curva ROC obtida.



**Figura 26** - Curva ROC do FAST como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 52, são apresentadas as qualidades psicométricas do FAST para triar abuso de álcool. Nessa avaliação, foi recomendado o ponto de corte dois.

**Tabela 52:** Pontos de corte e desempenho do FAST para rastrear abuso de álcool.

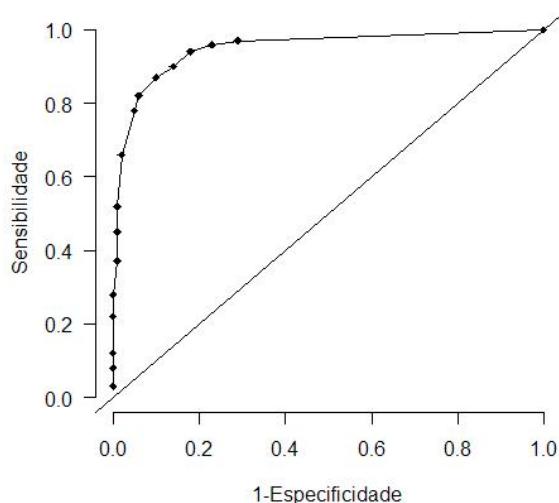
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
1	0,95	0,77	1,72	0,84	0,72	0,84
<b>2</b>	<b>0,92</b>	<b>0,81</b>	<b>1,73</b>	<b>0,85</b>	<b>0,75</b>	<b>0,87</b>
3	0,86	0,85	1,71	0,85	0,78	0,90
4	0,79	0,86	1,65	0,83	0,78	0,91
5	0,75	0,89	1,64	0,84	0,81	0,93
6	0,68	0,92	1,59	0,83	0,84	0,95
7	0,63	0,92	1,56	0,81	0,84	0,95
8	0,51	0,94	1,45	0,78	0,85	0,96
9	0,39	0,96	1,35	0,74	0,85	0,97
10	0,33	0,96	1,29	0,72	0,83	0,97
11	0,27	0,96	1,23	0,69	0,82	0,98
12	0,20	0,97	1,17	0,67	0,80	0,98
13	0,15	0,97	1,12	0,66	0,77	0,98
14	0,07	0,98	1,05	0,63	0,69	0,99
15	0,04	0,98	1,02	0,62	0,58	0,99
16	0,02	0,99	1,00	0,61	0,44	0,99

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

- **Rastreamento de indicadores de dependência de álcool**

Para rastrear dependência de álcool, o FAST apresentou uma área sob a curva ROC de 0,95 (IC= 0,9447-0,9475; EP= 0,0007). A Figura 27 ilustra a curva obtida.



**Figura 27** - Curva ROC do FAST como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 53, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do FAST. Para rastrear dependência, a nota seis foi a mais adequada.

**Tabela 53:** Pontos de corte e desempenho do FAST para rastrear dependência de álcool.

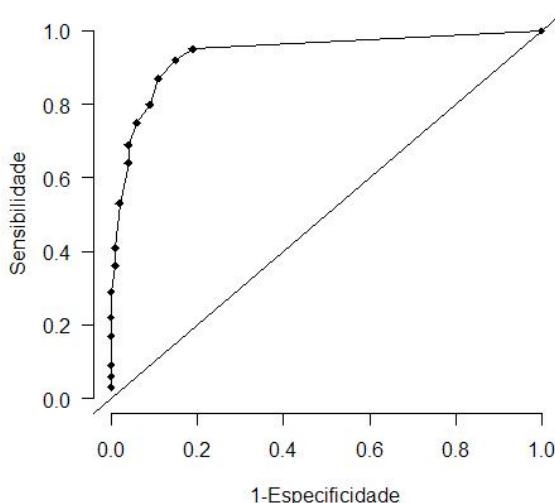
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
1	0,97	0,71	1,68	0,80	0,62	0,84
2	0,96	0,77	1,73	0,83	0,67	0,87
3	0,94	0,82	1,76	0,86	0,72	0,90
4	0,90	0,86	1,76	0,88	0,76	0,93
5	0,87	0,90	1,76	0,89	0,80	0,95
<b>6</b>	<b>0,82</b>	<b>0,94</b>	<b>1,76</b>	<b>0,90</b>	<b>0,87</b>	<b>0,97</b>
7	0,78	0,95	1,73	0,89	0,88	0,97
8	0,66	0,98	1,63	0,87	0,93	0,99
9	0,52	0,99	1,51	0,83	0,96	0,99
10	0,45	0,99	1,44	0,81	0,95	0,99
11	0,37	0,99	1,36	0,79	0,97	1,00
12	0,28	1,00	1,28	0,76	0,98	1,00
13	0,22	1,00	1,22	0,74	0,97	1,00
14	0,12	1,00	1,12	0,71	0,95	1,00
15	0,08	1,00	1,07	0,69	0,92	1,00
16	0,03	1,00	1,03	0,68	0,85	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de TRUA

O FAST para rastrear TRUA, observou-se uma área sob a curva ROC de 0,93(IC 95% = 0,9336-0,9361; EP = 0,0006). A curva obtida é apresentada na figura abaixo.



**Figura 28** - Curva ROC do FAST como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 54, são apresentados os resultados relativos ao estudo de validade preditiva do FAST. Nessa avaliação, o ponto de corte dois apresentou os melhores resultados para triar TRUA.

**Tabela 54:** Pontos de corte e desempenho do FAST para rastrear TRUA.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
1	0,95	0,81	1,75	0,87	0,78	0,85
<b>2</b>	<b>0,92</b>	<b>0,85</b>	<b>1,77</b>	<b>0,88</b>	<b>0,82</b>	<b>0,89</b>
3	0,87	0,89	1,76	0,88	0,85	0,92
4	0,80	0,91	1,71	0,86	0,86	0,93
5	0,75	0,94	1,69	0,86	0,89	0,95
6	0,69	0,96	1,65	0,85	0,93	0,97
7	0,64	0,96	1,61	0,83	0,93	0,97
8	0,53	0,98	1,51	0,79	0,95	0,99
9	0,41	0,99	1,41	0,75	0,98	0,99
10	0,36	0,99	1,35	0,73	0,97	0,99
11	0,29	1,00	1,29	0,70	0,99	1,00
12	0,22	1,00	1,22	0,67	0,98	1,00
13	0,17	1,00	1,17	0,65	0,98	1,00
14	0,09	1,00	1,09	0,62	0,96	1,00
15	0,06	1,00	1,06	0,60	0,93	1,00
16	0,03	1,00	1,02	0,59	0,87	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.9 CAGE

##### a) Fidedignidade teste-reteste

Foram observados índices moderados de correlação na avaliação da fidedignidade teste-reteste do CAGE. O coeficiente correlação intraclasse para o escore total foi 0,63 (IC entre 0,58 e 0,69). Na avaliação dos itens individuais, os resultados foram mais baixos. Esses valores podem ser analisados na Tabela 55.

**Tabela 55:** Coeficientes *kappa* para cada questão do CAGE aplicado em uma amostra de 429 estudantes universitários.

Questões do CAGE	<i>Kappa</i>	IC (95%)
1. Sentiu que deveria diminuir a quantidade ou parar de beber?	0,49	0,39 - 0,59
2. As pessoas o aborrecem porque criticam seu modo de beber?	0,61	0,48 - 0,74
3. Costuma beber de manhã para diminuir o nervosismo ou ressaca?	0,41	0,12 - 0,69
4. Sente culpado pela maneira com que costuma beber?	0,55	0,38 - 0,72

IC= intervalo de confiança.

### b) Fidedignidade interavaliadores

O CAGE obteve um coeficiente elevado de 0,98 (IC=0,97-0,98) na avaliação do escore total. Na análise dos itens individuais, foram observados excelentes resultados, com valores de *kappa* entre 0,92 e 1.

### c) Análise fatorial

O índice KMO foi de 0,78, o que indica a habituação da amostra para a realização da análise fatorial. De acordo com o método de Kaiser, a análise fatorial do CAGE resultou em um fator, que responde por 61% da variância dos dados. As cargas fatoriais dos quatro possíveis fatores do CAGE são apresentadas na Tabela 56.

**Tabela 56:** Análise Fatorial do CAGE aplicado em uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD

Fatores	Autovalor	Variância (%)	Variância Acumulada (%)
1	<b>2,44</b>	<b>61</b>	<b>61</b>
2	0,66	16	77
3	0,49	12	90
4	0,41	10	100

O negrito exibe o número de fatores identificados segundo o critério de Kaiser.

A análise dos componentes principais sem rotação constatou que todas as questões estão localizadas em um único fator. Esses resultados são apresentados na Tabela 57.

**Tabela 57:** Análise Fatorial: Cargas fatoriais para os itens individuais do CAGE.

Questões do CAGE	Fator 1	Fator 2
1. Sentiu que deveria diminuir a quantidade ou parar de beber?	<b>0,82</b>	-0,26
2. As pessoas o aborrecem porque criticam seu modo de beber?	<b>0,78</b>	-0,31
3. Costuma beber de manhã para diminuir o nervosismo ou ressaca?	<b>0,70</b>	0,70
4. Sente culpado pela maneira com que costuma beber?	<b>0,82</b>	-0,04

As cargas fatoriais em negrito indicam a qual fator o item pertence.

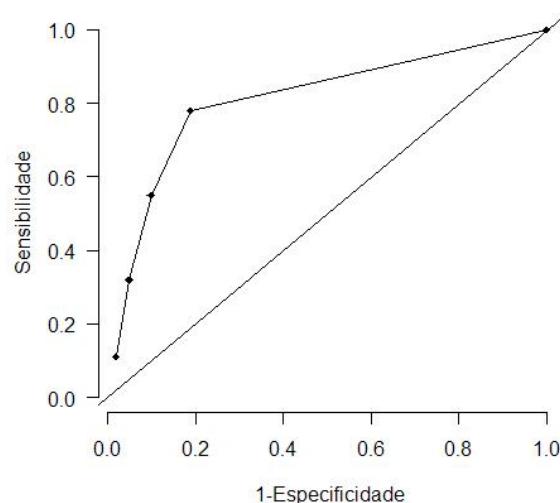
#### d) Consistência interna

A avaliação da consistência interna do CAGE resultou em um coeficiente alfa de *cronbach* satisfatório de 0,78.

#### e) Validade preditiva

##### ▪ Rastreamento de indicadores de abuso de álcool

Para rastrear abuso de álcool, o CAGE apresentou uma área sob a curva de 0,81(IC= 0,8084-0,8110; EP= 0,0007). A curva ROC obtida é ilustrada na figura abaixo.



**Figura 29** - Curva ROC do CAGE como instrumento de rastreamento de abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 58, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do CAGE. Para rastrear abuso, o ponto de corte um foi o mais indicado.

**Tabela 58:** Pontos de corte e desempenho do CAGE para rastrear abuso de álcool.

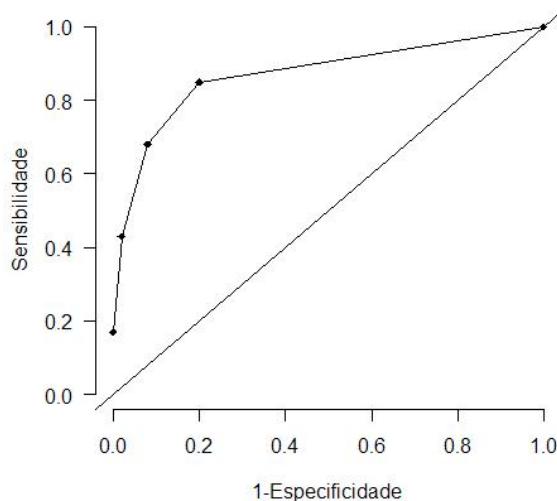
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,39	0,38	0,00
<b>1</b>	<b>0,78</b>	<b>0,81</b>	<b>1,59</b>	<b>0,80</b>	<b>0,72</b>	<b>0,87</b>
2	0,55	0,90	1,45	0,77	0,77	0,93
3	0,32	0,95	1,27	0,71	0,80	0,97
4	0,11	0,98	1,09	0,65	0,77	0,99

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de dependência de álcool

O CAGE apresentou uma área sob a curva ROC de 0,87 (IC= 0,8701-0,8729; EP= 0,0007) para rastrear dependência de álcool. A Figura 30 ilustra a curva obtida.



**Figura 30** - Curva ROC do CAGE como instrumento de rastreamento de dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 59, são apresentados os resultados relativos ao estudo de validade preditiva do CAGE para rastrear dependência. No ponto de corte dois, foram observados os resultados que maximizavam conjuntamente a sensibilidade, especificidade e a acurácia.

**Tabela 59:** Pontos de corte e desempenho do CAGE para rastrear dependência de álcool.

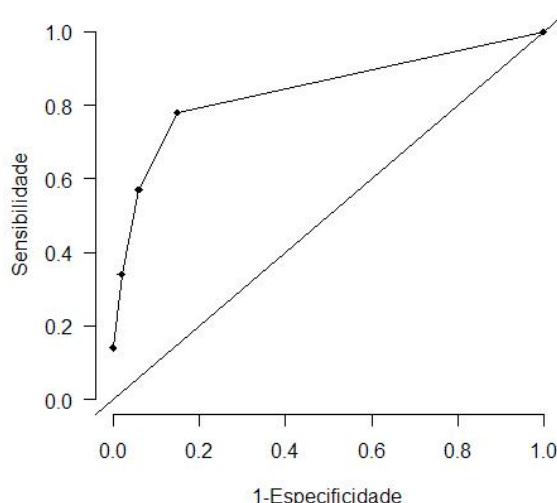
Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,33	0,33	0,00
1	0,85	0,80	1,65	0,81	0,67	0,89
<b>2</b>	<b>0,68</b>	<b>0,92</b>	<b>1,60</b>	<b>0,84</b>	<b>0,81</b>	<b>0,96</b>
3	0,43	0,98	1,41	0,80	0,93	0,99
4	0,17	1,00	1,17	0,73	1,00	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### ▪ Rastreamento de indicadores de TRUA

O CAGE exibiu uma área sob a curva de 0,84 (IC= 0,8379-0,8405; EP= 0,0006) para rastrear indicadores de TRUA. A curva ROC obtida está ilustrada na Figura 31.



**Figura 31** - Curva ROC do CAGE como instrumento de rastreamento de TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

Na Tabela 60, são apresentados os valores de sensibilidade, especificidade, acurácia, valor preditivo positivo e negativo para diferentes pontos de corte do CAGE como rastreador TRUA. Nessa avaliação, a nota de corte um demonstrou ser a mais adequada.

**Tabela 60:** Pontos de corte e desempenho do CAGE para rastrear TRUA.

Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN
0	1,00	0,00	1,00	0,42	0,42	0,00
<b>1</b>	<b>0,78</b>	<b>0,85</b>	<b>1,63</b>	<b>0,82</b>	<b>0,79</b>	<b>0,88</b>
2	0,57	0,94	1,51	0,78	0,87	0,95
3	0,34	0,98	1,32	0,71	0,92	0,99
4	0,14	1,00	1,14	0,64	1,00	1,00

O negrito indica o ponto de corte indicado.

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo.

#### 4.6.10 Principais pontos de corte e desempenho dos instrumentos de rastreamento para TRUA.

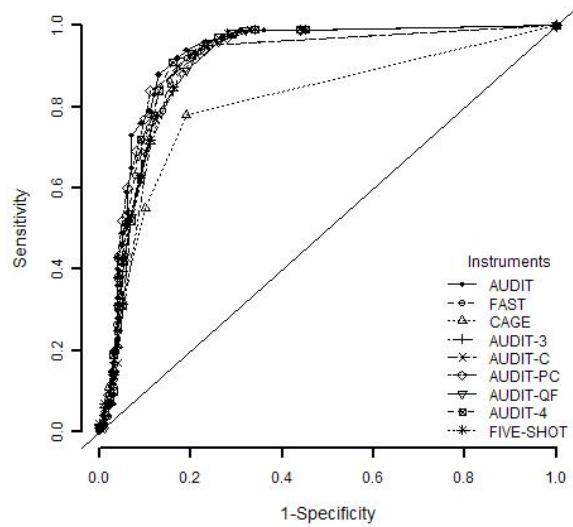
Na tabela abaixo, são apresentados os pontos de corte recomendados e as qualidades psicométricas dos instrumentos de rastreamento para abuso, dependência e transtornos relacionados ao uso de álcool.

**Tabela 61:** Pontos de corte recomendados e desempenho dos instrumentos de rastreamento para abuso, dependência e TRUA.

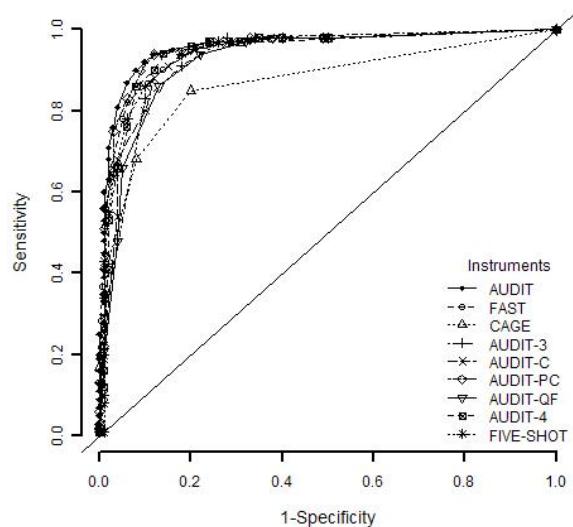
TESTES		Pontos de corte	S	E	S+E	Ac	VPP	VPN	ASC
<b>AUDIT</b>	Abuso	9	0.88	0.87	1.75	0.87	0.81	0.91	0.92
	Dependência	13	0.87	0.94	1.82	0.92	0.88	0.97	0.96
	TRUA	9	0.88	0.92	1.80	0.90	0.88	0.94	0.96
<b>AUDIT-3</b>	Abuso	2	0.84	0.84	1.69	0.84	0.77	0.90	0.89
	Dependência	3	0.83	0.90	1.74	0.88	0.81	0.95	0.93
	TRUA	2	0.85	0.89	1.74	0.87	0.85	0.92	0.92
<b>AUDIT-C</b>	Abuso	6	0,90	0,83	1,72	0,85	0,76	0,88	0,91
	Dependência	8	0.88	0.88	1.76	0.88	0.78	0.94	0.93
	TRUA	7	0.91	0.85	1.76	0.89	0.81	0.88	0.94
<b>AUDIT-PC</b>	Abuso	7	0.84	0.89	1.73	0.87	0.83	0.93	0.92
	Dependência	8	0.90	0.91	1.81	0.91	0.83	0.95	0.95
	TRUA	7	0.84	0.94	1.78	0.90	0.91	0.95	0.95
<b>AUDIT-QF</b>	Abuso	5	0.89	0.81	1.70	0.84	0.75	0.87	0.90
	Dependência	6	0.86	0.87	1.73	0.87	0.77	0.93	0.93
	TRUA	4	0,89	0,86	1,75	0,87	0,82	0,89	0,94
<b>AUDIT-4</b>	Abuso	7	0.91	0.84	1.75	0.87	0.78	0.89	0.91
	Dependência	10	0.86	0.92	1.79	0.90	0.85	0.96	0.95
	TRUA	7	0.91	0.89	1.79	0.89	0.85	0.91	0.95
<b>FIVE-SHOT</b>	Abuso	2	0.93	0.79	1.72	0.84	0.73	0.85	0.91
	Dependência	3	0.86	0.90	1.76	0.89	0.81	0.95	0.94
	TRUA	2	0.93	0.83	1.76	0.87	0.80	0.87	0.94
<b>FAST</b>	Abuso	2	0.92	0.81	1.73	0.85	0.75	0.87	0.90
	Dependência	6	0.82	0.94	1.76	0.90	0.87	0.97	0.95
	TRUA	2	0.92	0.85	1.77	0.88	0.82	0.89	0.93
<b>CAGE</b>	Abuso	1	0.78	0.81	1.59	0.80	0.72	0.87	0.81
	Dependência	1	0.85	0.80	1.65	0.81	0.67	0.89	0.87
	TRUA	1	0.78	0.85	1.63	0.82	0.79	0.88	0.84

S= sensibilidade; E= especificidade; Ac= acurácia; VPP= valor preditivo positivo; VPN= valor preditivo negativo; ASC= área sob a curva ROC.

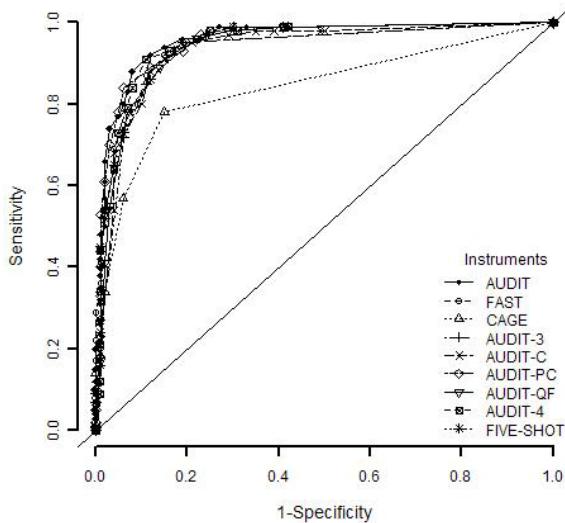
Nas figuras a seguir são apresentados às curvas ROC dos instrumentos de rastreamento para abuso de álcool, dependência e TRUA.



**Figura 32** - Curvas ROC dos instrumentos de rastreamento para abuso de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.



**Figura 33** - Curvas ROC dos instrumentos de rastreamento para dependência de álcool em relação ao diagnóstico da SCID.



**Figura 34** - Curvas ROC dos instrumentos de rastreamento para TRUA em relação ao diagnóstico da SCID.

#### 4.6.11 Validade Concorrente

Para avaliação da validade concorrente, foram utilizados coeficientes de correlação de *Spearman*. Na Tabela 62, são apresentados os resultados de correlação das versões breves do AUDIT e do CAGE em relação ao AUDIT.

**Tabela 62:** Coeficientes de correlação das versões breves do AUDIT e do CAGE, em relação ao AUDIT.

Instrumentos	CCS	p-valor
AUDIT-PC	0,99	< 0,01
AUDIT-4	0,98	< 0,01
AUDIT-C	0,97	< 0,01
FIVE-SHOT	0,97	< 0,01
AUDIT-QF	0,96	< 0,01
FAST	0,93	< 0,01
AUDIT-3	0,91	< 0,01
CAGE	0,77	< 0,01

CCS= coeficiente de correlação de *Spearman*

Foram observados altos valores de correlação em todas as versões reduzidas, com destaque para o AUDIT-PC e AUDIT-4, que apresentaram valores próximos a uma correlação perfeita. O CAGE apresentou o pior resultado, porém com um coeficiente satisfatório.

## **Discussão**

---

## 5 DISCUSSÃO

### 5.1 PREVALÊNCIAS DOS TRANSTORNOS NA AMOSTRA

O presente estudo não teve por objetivo avaliar as prevalências dos transtornos na amostra. No entanto, a utilização da SCID como medida diagnóstica comparativa possibilitou aferir as frequências aqui apresentadas, as quais não devem ser consideradas como representativas da população estudada.

Conforme os resultados da SCID, 52% dos pacientes do PS e 53% dos usuários do CAPS-AD foram diagnosticados com transtornos depressivos. É importante considerar que alguns estudos internacionais também observaram altas prevalências de depressão em serviços de emergência - entre 33% a 55%. Nos CAPS-AD, a elevada prevalência, normalmente, é justificada pela comorbidade existente entre os transtornos depressivos e a dependência de substâncias (Degenhardt e Hall, 2003; Caldwell et al., 2002). De modo geral, compreende-se que os pacientes deprimidos utilizam mais os serviços de saúde comparados à população geral (Kumar et al., 2004; Löwe et., 2004; Haughey et al., 2005; Castilla-Puentes et al., 2008).

Verificou-se uma ampla porcentagem de abuso e dependência de álcool entre os pacientes do PS (36%). Embora superior às usualmente identificadas na literatura, destaca-se que algumas pesquisas realizadas em serviços de emergências do Brasil e dos EUA encontraram índices semelhantes aos observados nessa avaliação (Fleck e Soares, 1990; Cherpitel, 1995; Cherpitel e Bazargan, 2003; Segatto et al., 2008).

A dependência de tabaco foi confirmada em 87% da amostra total de fumantes do PS e do CAPS-AD ( $n=271$ ), ou seja, a maior parte dos fumantes desenvolveu dependência.

Constatou-se, portanto, frequências alarmantes de transtornos depressivos, dependência de tabaco e de transtornos relacionados ao álcool entre os pacientes do PS de Franca. Todavia, algumas especificidades desse serviço de saúde podem ter contribuído para superestimar esses índices. Primeiramente, muitas pessoas buscam o PS para obter encaminhamentos para os serviços especializados, ou seja, o PS funciona como uma das

únicas fontes de acesso ao tratamento público especializado. Dessa forma, seu atendimento não se restringe ao atendimento das urgências. Além disso, a maioria da população atendida apresentava baixo poder aquisitivo, baixa escolaridade e problemas de empregabilidade, fatores comumente associados ao abuso de substâncias e à depressão.

Tendo em vista as informações supracitadas, fazem-se necessários estudos para avaliar a prevalência desses transtornos em outros serviços de emergência no Brasil e os fatores relacionados a essa incidência.

## 5.2 COMORBIDADES

As comorbidades entre os transtornos depressivos, a dependência de tabaco e os transtornos relacionados ao uso de álcool foram avaliadas em uma amostra de 449 pacientes do PS, que foram diagnosticados pela SCID.

Observou-se, nesse estudo, uma associação significativa entre a dependência de nicotina e transtornos depressivos. Os tabagistas apresentaram duas vezes mais chances de terem depressão que os não fumantes. O abuso e a dependência de álcool, também, demonstraram ser importantes preditores para transtornos depressivos.

Há várias décadas, pesquisadores relacionam o tabagismo e o alcoolismo com aspectos negativos da afetividade (ansiedade, irritabilidade e sintomas depressivos). De fato, estudos verificaram uma grande prevalência de depressão nos pacientes em tratamento para a dependência de álcool e tabaco, assim como comprovaram altos índices de alcoolismo e tabagismo nos pacientes em tratamento para a depressão. Consequentemente, a depressão dificultava as tentativas de abstinência e favorecia as recaídas, do mesmo modo a abstinência de álcool e cigarro facilitava a ocorrência de episódios depressivos (Waal-Manning e Hamel, 1978; Pomerleau et al., 1978; Degenhardt e Hall, 2003; Caldwell et al., 2002).

A comorbidade entre a dependência de álcool e de tabaco, frequentemente apontada pela literatura, foi constatada nessa avaliação. Os dependentes de álcool apresentaram quatro vezes mais chances de serem tabagistas (Istvan e Matarazzo, 1984; Covey et al., 1997; Degenhardt e Hall, 2003).

Dessa forma, a elevada associação desses transtornos aponta a necessidade de se avaliar, constantemente, a presença dessas comorbidades, visto que elas dificultam, ainda

mais, o tratamento dessas enfermidades (Hughes et al., 1986; Glassman et al., 1988; Bock et al., 1996; Covey et al., 1997; Pettinati, 2004).

No presente estudo, os indivíduos pertencentes às religiões não pentecostais (católicos, testemunha de Jeová, espírita ou sem religião) apresentaram em média duas vezes mais chances de desenvolverem dependência ao álcool e ao tabaco, quando comparados aos indivíduos das religiões pentecostais (batistas, evangélicos, cristãos e congregação cristã do Brasil). Portanto, percebe-se que as religiões menos permissivas ao uso de álcool e tabaco funcionam como um fator protetor para o consumo excessivo dessas substâncias (Nusbaumer, 1981; Engs et al., 1990; Carlucci et al., 1993; Gorsuch, 1995; Dalgalarondo et al., 2004).

Em concordância com a literatura, verificou-se que os transtornos depressivos e o alcoolismo estão diretamente associados ao gênero. Nessa avaliação, os homens apresentaram quatro vezes mais chances de terem abuso e dependência de álcool, enquanto as mulheres exibiram quatro vezes mais possibilidades de terem transtornos depressivos (Kessler et al., 2003; Lorant et al., 2003).

A dependência de tabaco mostrou uma associação inversa com a escolaridade. Os indivíduos com baixa escolaridade apresentaram três vezes mais possibilidades de terem dependência de nicotina que os demais.

Ainda se identificou uma associação inversa entre nível socioeconômico e os transtornos depressivos. A população de classe baixa (D/E) exibiu duas vezes mais possibilidades de ter depressão que os indivíduos de classe alta (A/B). No mesmo sentido, Bull et al. (1998) observaram que as taxas de transtornos depressivos declinavam com o aumento do nível socioeconômico e da escolaridade. Castilla-Puentes et al. (2008) constataram elevadas prevalências de transtornos depressivos em serviços de emergência na América Latina. Nesse estudo, a depressão apresentou associação significativa com baixo poder aquisitivo, menor escolaridade e maior comprometimento da saúde.

### 5.3 INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA TRANSTORNOS DEPRESSIVOS

A baixa escolaridade de uma parcela expressiva da população Brasileira assinala a necessidade de analisar a confiabilidade entre diferentes avaliadores dos instrumentos de rastreamento, uma vez que estes são utilizados como ferramentas hetero-administradas por diversos profissionais de saúde.

Examinou-se, assim, a fidedignidade interavaliadores do WHO-5 e do PHQ-2 em uma amostra de quarenta pacientes do CAPS-AD. Nas avaliações dos escores totais dos instrumentos, foram observados altos coeficientes de correlação. Do mesmo modo, as análises dos itens individuais resultaram em elevados valores de *kappa* (de 0,93 a 1). Esses resultados indicam que o WHO-5 e o PHQ-2 são medidas confiáveis quando utilizados nessa população.

Esse estudo realizou a análise fatorial do WHO-5 em uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD. Para isso, a adequação do tamanho amostral foi confirmada pelo índice de KMO (0,81). De acordo com os critérios de Kaiser, o WHO-5 apresentou apenas um fator, responsável por 51% da variância dos dados. Convém ressaltar que foram encontradas, na literatura indexada, apenas análises fatoriais da segunda versão do WHO-5, que também resultaram em um único fator (Awata et al., 2007a; Awata et al., 2007b; De Wit et al., 2007; Saipanish et al., 2009).

A avaliação da consistência interna do WHO-5 resultou em um coeficiente satisfatório (alfa de *cronbach*= 0,76). Novamente, não foram identificados estudos da primeira versão do instrumento. Todavia, nas análises da segunda versão, foram observados índices ligeiramente superiores entre 0,82 e 0,89 (Wit et al., 2007; Awata et al., 2007a; Awata et al., 2007b; Saipanish et al., 2009).

O PHQ-2 apresentou uma consistência interna elevada com coeficiente alfa de *cronbach* de 0,78. Esse resultado foi análogo ao de Löwe et al. (2005), que obteve coeficiente de 0,83.

Em concordância com estudos precedentes, o WHO-5 (versão 1) apresentou uma ampla capacidade discriminativa – com uma área sob a curva elevada de 0,89 (Bonsignore, 2001; Azevedo-Marques, 2009). Do mesmo modo, avaliações da segunda versão do WHO-5 exibiram áreas semelhantes entre 0,76 e 0,91 (Liwowsky et al., 2008; Awata et al., 2007a; Saipanish et al., 2009; Löwe et al., 2004; Henkel et al., 2004a).

Na avaliação da validade preditiva, o WHO-5 exibiu sensibilidade de 0,85; especificidade de 0,81; acurácia de 0,83; valor preditivo positivo de 0,83 e negativo de 0,79 no ponto de corte nove. O WHO-5 (versão 1) apresentou resultados parecidos em uma pesquisa brasileira com pacientes de uma unidade de saúde da família (Azevedo-Marques, 2009). Também foram descritas qualidades psicométricas satisfatórias para rastrear transtornos depressivos em uma amostra de idosos (Bonsignore, 2001).

A validade do WHO-5 (versão 2) foi analisada em vários estudos que exibiram valores de sensibilidade entre 0,82 e 0,94; especificidade de 0,61 a 0,71; valor preditivo positivo entre 0,32 e 0,63 e negativo de 0,84 a 0,98 nos pontos de cortes 12 e 13 (Liwowsky

et al., 2008; Löwe et al., 2004; Henkel et al., 2004a; Saipanish et al. 2009; Henkel et al., 2004b; Liwowsky et al., 2008). Deve-se ressaltar que os valores preditivos positivos dessa versão foram menores que os observados na primeira, indicando que o WHO-5 (versão 2) apresenta menor capacidade de discriminar casos positivos.

Na presente pesquisa, o PHQ-2 obteve uma área sob a curva elevada (0,86) e equivalente às observadas em diferentes investigações - com áreas entre 0,87 e 0,97 (Kroenke et al., 2003; Löwe et al., 2005; Li et al., 2007; Monahan et al., 2009; Phelan et al., 2010). No Brasil, um estudo realizado com mulheres identificou uma ASC de 0,97 para o PHQ-2 (De Lima et al., 2009).

Em seu estudo original, o PHQ-2, no ponto de corte três, apresentou valores elevados de sensibilidade (0,83) e especificidade (0,92) para rastrear episódio depressivo maior (Kroenke et al., 2003). Na avaliação atual, o PHQ-2 provou ser uma medida adequada para triar transtornos depressivos, com sensibilidade de 0,74, especificidade de 0,87 e acurácia de 0,80, além de altos valores preditivos (0,86) no ponto de corte três.

A validade do PHQ-2 foi confirmada por outros estudos que adotaram o mesmo ponto de corte. É preciso enfatizar que, no estudo realizado com mulheres brasileiras, o mesmo exibiu sensibilidade de 0,97, especificidade de 0,88, valor preditivo positivo de 0,81 e negativo de 0,98 (Löwe et al., 2005; Monahan et al., 2009; De Lima et al., 2009).

Destaca-se, ainda, que diversos estudos avaliaram a validade do PHQ-2 em amostras de idosos. Estes estudos adotaram o corte três e apresentaram sensibilidades entre 0,71 e um, além de especificidades de 0,73 a 0,90 (Li et al., 2007; Watson et al., 2009; Phelan et al., 2010).

Os resultados obtidos confirmam a validade e a confiabilidade do WHO-5 e do PHQ-2 como instrumentos de rastreamento para transtornos depressivos.

#### 5.4 INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA DEPENDÊNCIA DE NICOTINA

Embora sejam amplamente utilizados em pesquisas e práticas clínicas, verifica-se, na literatura, uma escassez de estudos sobre as propriedades psicométricas do FTND e do HSI. Observa-se, ainda, que a maior parte dos estudos de validação apresenta problemas metodológicos, como a utilização de medidas comparativas inadequadas. Dado o exposto, o

presente estudo buscou aferir as qualidades psicométricas do FTND e do HSI atendendo às exigências metodológicas preconizadas.

A avaliação da fidedignidade teste-reteste do FTND resultou em altos índices de correlação, em concordância com estudos anteriores realizados em diversos contextos e amostras (Meneses-Gaya et al., 2009c). Em uma pesquisa realizada no Brasil, o FTND obteve um coeficiente de correlação excelente (0,91), num intervalo de seis semanas entre as aplicações, comprovando sua confiabilidade mesmo em longos períodos entre as avaliações (Carmo e Pueyo, 2002).

O FTND também apresentou coeficientes de correlação satisfatórios na análise da fidedignidade interavaliadores. Deve-se considerar que, possivelmente, esse foi o primeiro estudo a examinar a confiabilidade entre diferentes avaliadores do FTND. Essa análise é particularmente importante no Brasil, uma vez que a dependência do tabaco representa um grave problema de saúde pública e que uma parcela significativa da população é analfabeta. Os resultados obtidos indicam que o FTND é uma escala confiável, o que pode ser atribuído, pelo menos em parte, à sua rápida e fácil avaliação e interpretação.

A análise factorial exploratória do FTND resultou em dois fatores, que responderam por 50% da variação dos dados. Semelhante aos resultados obtidos em avaliações antecedentes, verificou-se, nesse estudo, que as questões um, dois, quatro e seis compõem o primeiro fator, possivelmente relacionado ao padrão de consumo. As questões três e cinco formam o segundo fator, provavelmente relacionado com a urgência na reposição de nicotina (Payne et al., 1994; Burling e Burling, 2003; Radzisz et al., 2003; Breteler et al., 2004; John et al., 2004; Buckley et al., 2005).

O FTND apresentou uma consistência interna elevada (0,83), com resultado superior aos observados na literatura, cujos coeficientes eram entre 0,55 e 0,74 (Heatherton et al., 1991; Payne et al., 1994; Pomerleau et al., 1994). A avaliação da consistência interna do primeiro fator resultou em um coeficiente satisfatório, mas o segundo fator teve um coeficiente abaixo do padrão aceitável (Cortina, 1993; Nunnally e Bernstein, 1994).

A consistência interna do HSI foi significativamente menor (0,56) que a do FTND e abaixo dos padrões recomendados. Esse índice foi semelhante aos obtidos em estudos prévios (Burling e Burling, 2003; Etter, 2005).

O estudo original do FTND adotou o ponto de corte sete ou mais para rastrear dependência de tabaco. Todavia, esse estudo não utilizou uma medida diagnóstica comparativa adequada (Heatherton et al., 1991). A pesquisa atual utilizou a SCID como padrão ouro e apresentou sensibilidade de 0,80; especificidade de 0,75; acurácia de 0,79; VPP

de 0,95 e VPN de 0,30 no ponto de corte quatro. Esses resultados são semelhantes aos de uma investigação realizada no Japão que utilizou os critérios do DSM-III-R. A versão japonesa adotou o ponto de corte cinco e obteve sensibilidade de 0,75 e especificidade de 0,80 (Mikami et al., 1999).

O HSI apresentou sensibilidade de 0,84; especificidade de 0,60; acurácia de 0,81; VPP de 0,93 e VPN de 0,18 no ponto de corte dois. Esses resultados não puderam ser comparados, visto que não foram identificados estudos de validação com medidas diagnósticas comparativas adequadas (De Leon et al., 2003; Chabrol et al., 2005).

Os resultados apresentados indicam a validade do FTND e do HSI; no entanto os baixos valores preditivos negativos advertem que esses instrumentos não discriminam satisfatoriamente os casos negativos, ou seja, os não dependentes. Sabe-se que o VPN mede a probabilidade de um resultado negativo ser de fato negativo e que o valor preditivo pode ser afetado pela prevalência do fenômeno estudado na população (Pagano e Gauvreau, 2004). Dessa forma, neste estudo, o baixo VPN pode estar relacionado à alta prevalência de dependência de nicotina (87%) diagnosticada entre os fumantes.

## 5.5 INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO PARA TRUA

Sabe-se que os instrumentos de rastreamento devem possuir coeficientes significativos de fidedignidade, ou seja, devem fornecer medidas reproduutíveis. Desse modo, o presente estudo aferiu a fidedignidade teste-reteste do FAST e do CAGE em uma amostra de estudantes universitários ( $n= 429$ ). Na avaliação do escore total, o FAST apresentou um CCI elevado de 0,82; nas análises dos itens individuais foram observados coeficientes menores, porém satisfatórios (*kappas* entre 0,50 e 0,73). O CAGE apresentou resultados inferiores aos do FAST, mas metodologicamente aceitáveis ( $CCI= 0,63$  e *kappa* entre 0,41 e 0,61).

A fidedignidade interavaliadores do AUDIT, FAST e CAGE foi avaliada em quarenta pacientes do CAPS-AD. Nas avaliações dos escores totais do AUDIT e FAST, foram obtidas concordâncias perfeitas ( $CCI= 1$ ). Na verificação dos itens individuais, observaram-se resultados excelentes com valores de *kappa* acima de 0,92. O CAGE, da mesma forma, apresentou excelentes resultados. Acredita-se que esses altos índices de correlação estejam relacionados à facilidade de administração e interpretação das escalas.

Possivelmente, esse foi o primeiro estudo de fidedignidade teste-reteste e interavaliadores do FAST.

Essa pesquisa realizou a análise fatorial exploratória do AUDIT, FAST e do CAGE em uma amostra de 530 pacientes do PS e do CAPS-AD. Para verificar a adequação dessa mostra, foram calculados os índices de KMO, os quais foram considerados satisfatórios em todas as avaliações das escalas.

De acordo com os critérios de Kaiser, o AUDIT apresentou dois fatores, que responderam por 77% da variância dos dados. A análise dos componentes principais sem rotação indicou que as questões um, dois, três e dez compõem o primeiro fator, possivelmente relacionado ao consumo de álcool. Logo, os demais itens (de 4 a 9) formam o segundo fator, provavelmente pertinente às consequências provocadas pelo consumo. Estes resultados são comparáveis aos encontrados na literatura, com exceção da questão dez, que, em estudos anteriores, aparece no segundo fator (Bergman e Källmén, 2002; Doyle et al., 2007; Lima et al., 2005; Rist et al., 2009; Shevlin e Smith, 2007; Von-der-Pahlen et al., 2008). Contudo, é pertinente considerar que, na avaliação atual, a questão dez exibiu cargas fatoriais aproximadas nos dois fatores, indicando que poderia, igualmente, compor o segundo fator.

A análise fatorial do FAST resultou em um único fator, que respondeu por 71% da variância dos dados. O exame dos componentes principais sem rotação indicou que todas as questões estão, de fato, locadas em um único fator. Não foram identificados outros estudos da análise fatorial do FAST para a comparação dos resultados.

O CAGE também exibiu um fator, responsável por 61% da variância dos dados. Na análise dos componentes principais sem rotação, todas as questões foram encontradas apenas num fator. Esse resultado corrobora o estudo de Mischke e Venneri (1987), que definiu o CAGE como uma medida unidimensional.

As avaliações da consistência interna do AUDIT e de suas versões abreviadas (AUDIT-3, AUDIT-C, AUDIT-QF, AUDIT-PC, AUDIT-4, FAST e FIVE-SHOT) resultaram em altos coeficientes alfa de *cronbach* (entre 0,83 e 0,94). Nessas análises, o AUDIT e o AUDIT-C tiveram o melhor resultado (0,94), seguido pelo AUDIT-4 (0,93). A elevada consistência interna do AUDIT e de suas versões foram confirmadas por estudos com amostras e contextos diferentes (Kokotailo et al., 2004; Pérula-de Torres et al., 2005; Pal et al., 2004; Kelly e Donovan, 2001; Carey et al., 2003; Gache et al., 2005; Tsai et al., 2005).

Todas as versões abreviadas apresentaram áreas sob as curvas ROC satisfatórias, demonstrando uma capacidade discriminativa adequada para avaliar qualquer

TRUA. Esses resultados foram semelhantes aos observados em pesquisas anteriores (Wu et al., 2008; Aalto et al., 2006; Tsai et al., 2005; Gual et al., 2002).

Na avaliação atual, o FAST obteve uma consistência interna (0,87) superior à descrita por Gómez et al. (2005), que obteve um alfa de *cronbach* de 0,63. Novamente, CAGE exibiu um resultado adequado (0,78), porém inferior aos das versões do AUDIT.

Este estudo buscou definir as notas de cortes mais apropriadas para rastrear os diferentes TRUA, em concordância com a necessidade, apontada pela literatura, de adotar pontos de cortes que maximizem conjuntamente a acurácia, a sensibilidade e a especificidade das medidas (Reinert e Allen, 2002; Bradley et al., 2003; Pérula-de-Torres et al., 2005; Aalto et al., 2006). De forma geral, observou que, para a triagem de dependência de álcool, preconizam-se cortes maiores do que para rastrear abuso de álcool.

Os resultados obtidos na análise da validade preditiva confirmam a eficiência do AUDIT na seleção dos TRUA. Nessa avaliação, verificaram-se valores de sensibilidade, especificidade e acurácia acima de 0,87 no ponto de corte nove para rastrear abuso e 13 para dependência de álcool.

O FAST obteve sensibilidade de 0,82, especificidade de 0,94 e acurácia de 0,81 no ponto de corte seis para rastrear dependência. Logo, para triar abuso de álcool e/ou TRUA, apresentou sensibilidade de 0,92, especificidade acima de 0,81 e acurácia superior a 0,85, no ponto de corte dois. Esses resultados, com exceção dos pontos de cortes, são similares aos apresentados em análises prévias. Todavia, nesses estudos iniciais, não foram utilizadas medidas diagnósticas apropriadas como a SCID (Hodgson et al., 2002; Gómez et al., 2005).

As versões abreviadas do AUDIT apresentaram qualidades psicométricas altamente satisfatórias na avaliação da validade preditiva. Em todas as análises foram observados valores de sensibilidade entre 0,82 e 0,93; especificidade entre 0,79 e 0,94; acurácia entre 0,84 e 0,90; além de elevados valores preditivos positivos (de 0,73 a 0,91) e negativos (entre 0,85 e 0,97).

Vale ressaltar que a menor versão abreviada (AUDIT-3) apresentou excelentes resultados com valores de sensibilidade, especificidade e acurácia acima de 0,83 adotando os pontos de corte dois e três para rastrear, respectivamente, abuso e dependência de álcool. Esses valores são próximos aos apresentados por Wu et al. (2008) e Gómez et al. (2005).

O CAGE demonstrou sua validade, porém com propriedades psicométricas inferiores aos demais instrumentos (incluindo os menores valores de sensibilidade e especificidade, além do mesmo ponto de corte para rastrear abuso e dependência, ou seja, não discriminou os TRUA). Esses achados são semelhantes aos descritos em investigações

anteriores (Hodgson et al., 2003; Philpot et al., 2003; Cherpitel et al., 2005; Aalto et al., 2006; Bradley et al., 2007; Meneses-Gaya et al., 2009a).

No estudo da validade concorrente, verificaram-se correlações significativas entre o AUDIT e as suas versões abreviadas, sugerindo que suas propriedades psicométricas são tão aceitáveis quanto às do instrumento completo. Conclui-se que as versões breves podem substituir o AUDIT de forma eficiente e adequada, principalmente nos serviços de saúde que requerem avaliações rápidas.

## 5.6 LIMITAÇÕES DO ESTUDO

Algumas limitações desse estudo precisam ser destacadas. A primeira refere-se à composição amostral, que se restringiu a faixas populacionais muito específicas: pacientes de um Pronto Socorro Geral, usuários de um CAPS-AD e estudantes universitários do estado de São Paulo. Desse modo, os resultados encontrados não podem ser generalizados de forma irrestrita a outros grupos sócio-econômico-culturais, considerando, sobretudo, a grande diversidade da população Brasileira.

As avaliações do HSI e as versões abreviadas do AUDIT, com exceção do FAST, se fizeram por meio das questões retiradas/analisadas do FTND e do AUDIT, respectivamente, para evitar a repetição de perguntas nas avaliações. Esse fato dificulta a generalização dos resultados para aplicações das versões independentes. Esse estudo não utilizou uma medida diagnóstica para avaliar o consumo de risco ou arriscado de álcool, como por exemplo o *Timeline Followback Method* (Sobell e Sobell, 1992). Dessa maneira, não se pôde aferir a validade preditiva das versões abreviadas do AUDIT como instrumentos de rastreamento para essas condições de consumo.

## Conclusões

---

## 6. CONCLUSÕES

As elevadas prevalências de transtornos depressivos, dependência de tabaco e de TRUA identificadas (pela SCID) entre os pacientes do PS e do CAPS-AD, evidenciam a importância de estratégias de rastreamento constante nos serviços de saúde, principalmente, nos centros de atenção primária. A detecção de pessoas com esses problemas de saúde, que usualmente não buscariam serviços especializados, possibilita a intervenção precoce. Adverte-se que essas prevalências não podem ser consideradas como representativas para a população analisada, já que não foram adotados os critérios metodológicos estabelecidos para estudos epidemiológicos. No entanto, esses índices alertam para a necessidade de pesquisas e intervenções nesse campo.

Em vários contextos de saúde, a alta demanda de pacientes exige a utilização de instrumentos de rastreamento de rápida e fácil aplicação, que possam ser manejados por diferentes profissionais e que, sobretudo apresentem validade e fidedignidade.

Os resultados obtidos, nesse estudo, indicam a eficácia e a confiabilidade das versões brasileiras do WHO-5 (versão-1) e do PHQ-2 para triar transtornos depressivos. Ressalta-se que as qualidades psicométricas observadas foram semelhantes às de vários estudos anteriores.

Do mesmo modo, o FTND e o HSI mostraram-se válidos e fidedignos para rastrear síndrome de dependência de nicotina. Convém mencionar que poucos estudos avaliaram adequadamente a validade do FTND e do HSI. Nessa pesquisa, a SCID foi a medida diagnóstica comparativa.

No presente estudo, todas as versões abreviadas do AUDIT apresentaram propriedades psicométricas altamente satisfatórias, com resultados semelhantes aos do AUDIT completo e, muitas vezes, superiores aos do CAGE. Destaca-se que uma única questão (AUDIT-3) mostrou-se extremamente eficaz para rastrear transtornos relacionados ao consumo de álcool. Desse modo, a praticidade e as qualidades psicométricas das versões abreviadas do AUDIT demonstram uma maior adequação para os serviços de saúde que requerem ferramentas de avaliação breve. Consequentemente, estimula a utilização dessas medidas tanto nas práticas clínicas como em pesquisas epidemiológicas.

A elevada validade e fidedignidade desses instrumentos de rastreamento apontam para a possibilidade de ter medidas rápidas, fáceis e eficientes, que podem auxiliar na identificação e no tratamento precoce desses transtornos tão comprometedores para a saúde do indivíduo. Convém ressaltar que, na prática clínica, o rastreamento deve ser somente o primeiro passo para um procedimento diagnóstico mais específico.

Os resultados encontrados não podem ser generalizados de forma irrestrita a outros grupos sócio-econômico-culturais, considerando, sobretudo, a grande diversidade da população Brasileira. Deve-se considerar a necessidade estudos que avaliem as propriedades psicométricas dos instrumentos apresentados em outras amostras clínicas e na população geral, além de contextos e culturas diferentes.

## **Referências**

---

## REFERÊNCIAS

- Aalto M, Alho H, Halme JT, Seppä K. AUDIT and its abbreviated versions in detecting heavy and binge drinking in a general population survey. *Drug Alcohol Depend.* 2009;103:25-29.
- Aalto M, Tuunanan M, Sillanaukee P, Seppä K. Effectiveness of structured questionnaires for screening heavy drinking in middle-aged women. *Alcohol Clin Exp Res.* 2006;30(11):1884-1888.
- Aalto M, Pekuri P, Seppä K. Primary health care nurses' and physicians' attitudes, knowledge and beliefs regarding brief intervention for heavy drinkers. *Addiction.* 2001;96(2):305-311.
- Adewuya AO. Validation of the alcohol use disorders identification test (AUDIT) as a screening tool for alcohol-related problems among Nigerian university students. *Alcohol Alcohol.* 2005;40(6):575-577.
- Aertgeerts B, Buntinx F, Ansoms S, Fevery J. Screening properties of questionnaires and laboratory tests for the detection of alcohol abuse or dependence in a general practice population. *Br J Gen Pract.* 2001;51:206-217.
- Aertgeerts B, Buntinx F, Ansoms S, Fevery J. Questionnaires are better than laboratory tests to screen for current alcohol abuse or dependence in a male inpatient population. *Acta Clin Belg.* 2002;57(5):241-249.
- Angst J. Major depression in 1998: are we providing optimal therapy? *J Clin Psychiatry.* 1999;60(Suppl 6):5-9.
- Awata S, Bech P, Koizumi Y, Seki T, Kuriyama S, Hozawa A, et al. Validity and utility of the Japanese version of the WHO-Five Well-Being Index in the context of detecting suicidal ideation in elderly community residents. *Int Psychogeriatr.* 2007a;19(1):77-88.
- Awata S, Bech P, Yoshida S, Hirai M, Suzuki S, Yamashita M, et al. Reliability and validity of the Japanese version of the World Health Organization-Five Well-Being Index in the context of detecting depression in diabetic patients. *Psychiatry Clin Neurosci.* 2007b; 61(1):112-119.
- Azevedo-Marques JM. Detecção e diagnóstico de transtornos mentais pela equipe do programa de saúde da família.[Tese]. Ribeirão Preto: Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo; 2009.
- Babor TF, Higgins-Biddle JC, Saunders JB, Monteiro MG. AUDIT, the Alcohol Use Disorders Identification Test: guidelines for use in primary health care. 2 nd ed. Geneva: World Health Organization; 2001.

- Bech P, Gudex C, Staehr Johansen K. The WHO (Ten) Well-Being Index: Validation in Diabetes. *Psychother Psychosom.* 1996;65:183-190.
- Becoña E, Vázquez FL. The Fagerström test for nicotine dependence in a spanish sample. *Psychol Rep.* 1998;83(3Pt2):1455-1458.
- Bergman H, Källmén H. Alcohol use among Swedes and psychometric evaluation of the alcohol use disorders identification test. *Alcohol Alcohol.* 2002;37(3):245-251.
- Biros MH, Mann J, Hanson R, Cen YY. Unsuspected or unacknowledged depressive symptoms in young adult emergency department patients. *Acad Emerg Med.* 2009;16(4):288-294.
- Bischof G, Grothues J, Reinhardt S, John U, Meyer C, Ulbricht S, et al. Alcohol screening in general practices using the AUDIT: how many response categories are necessary? *Eur Addict Res.* 2007;13(1):25-30.
- Bischof G, Reinhardt S, Grothues J, Dybek I, Meyer C, Hapke U, et al. Effects of item sequence on the performance of the AUDIT in general practices. *Drug Alcohol Depend.* 2005;79(3):373-377.
- Bock BC, Goldstein MG, Marcus BH. Depression following smoking cessation in women. *J Subst Abuse.* 1996;(8):137-144.
- Bonsignore M, Barkow K, Jessen F, Heun R. Validity of the five-item WHO Well-Being Index (WHO-5) in an elderly population. *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci.* 2001;251(Suppl 2):27-31.
- Bradley C. *Handbook of Psychology and Diabetes: a guide to psychological measurement in diabetes research and practice.* London: Harwood;1994.
- Bradley KA, Bush KR, Epler AJ, Dobie DJ, Davis TM, Sporleder JL, et al. Two brief alcohol-screening tests from the alcohol use disorders identification test (AUDIT): validation in a female veterans affairs patient population. *Arch Intern Med.* 2003;163(7):821-829.
- Bradley KA, DeBenedetti AF, Volk RJ, Williams EC, Frank D, et al. AUDIT-C as a brief screen for alcohol misuse in primary care. *Alcohol Clin Exp Res.* 2007;31(7):1208-1217.
- Breteler MH, Hilberink SR, Zeeman G, Lammers SM. Compulsive smoking: the development of a Rasch homogeneous scale of nicotine dependence. *Addict Behav.* 2004;29(1):199-205.
- Buckley TC, Mozley SL, Holohan DR, Walsh K, Beckham JC, Kassel JD. A psychometric evaluation of the Fagerström test for nicotine dependence in PTSD smokers. *Addict Behav.* 2005;30(5):1029-1033.
- Bull RV, Ravelli A, Vanzessen G. Prevalence of psychiatric disorder in the general population: results of the Netherlands Mental Health Survey and Incidence Study (Nemesis). *Soc Psychiatric Psychiatr Epidemiol.* 1998;(33):587-595.

- Burling AS, Burling TA. A comparison of self-report measures of nicotine dependence among male drug/alcohol-dependent cigarette smokers. *Nicotine Tob Res.* 2003;5(5):625-633.
- Caldwell TM, Rodgers B, Jorm AF, Christensen H, Jacomb PA, Korten AE, et al. Patterns of association between alcohol consumption and symptoms of depression and anxiety in young adults. *Addiction.* 2002;97(5):583-594.
- Carlini EA, Galduróz JCF, Noto AR, Nappo AS. I Levantamento Domiciliar sobre o Uso de Drogas Psicotrópicas no Brasil: Estudo Envolvendo as 107 Maiores Cidades do País: 2001. São Paulo, CEBRID - Centro Brasileiro de Informações Sobre Drogas Psicotrópicas: UNIFESP – Universidade Federal de São Paulo; 2002.
- Castilla-Puentes RC, Secin R, Grau A, Galeno R, Mello MF, Pena R, et al. A multicenter study of major depressive disorder among emergency department patients in latin-american countries. *Depress Anxiety.* 2008;25(12):199-204.
- Carey KB, Carey MP, Chandra PS. Psychometric evaluation of the alcohol use disorders identification test and short drug abuse screening test with psychiatric patients in India. *J Clin Psychiatry.* 2003;64(7):767-774.
- Carlucci K, Genova J, Rubackin F, Rubackin R, Kayson WA. Effects of sex, religion, and amount of alcohol consumption of self-reported drinking related problem behaviors. *Psychol Rep.* 1993;(72):983-987.
- Carmo JT, Pueyo AA. Adaptation into portuguese for the Fagerström test for nicotine dependence (FTND) to evaluate the dependence and tolerance for nicotine in brazilian smoker. *RBM Rev Bras Med.* 2002;59(1):73-80.
- Caivalcante TM. O controle do tabagismo no Brasil: avanços e desafios. *Rev Psiq Clín.* 2005;32(5):283-300.
- Caviness CM, Hatgis C, Anderson BJ, Rosengard C, Kiene SM, Friedmann PD, et al. Three brief alcohol screens for detecting hazardous drinking in incarcerated women. *J Stud Alcohol Drugs.* 2009;70(1):50-54.
- Chabrol H, Niezborala M, Chastan E, de Leon J. Comparison of the heavy smoking index and of the Fagerström test for nicotine dependence in a sample of 749 cigarette smokers. *Addict Behav.* 2005;30(7):1474-1477.
- Chen CH, Chen WJ, Cheng AT. New approach to the validity of the alcohol use disorders identification test: Stratum-specific likelihood ratios analysis. *Alcohol Clin Exp Res.* 2005;29:602-608.
- Cherpitel CJ. Screening for alcohol problems in the emergency room: a rapid alcohol problems screen. *Drug Alcohol Depend.* 1995;40(2):133-137.
- Cherpitel CJ. Performance of screening instruments for identifying alcohol dependence in the general population, compared with clinical populations. *Alcohol Clin Exp Res.* 1998; 22(7):1399-1404.

- Cherpitel CJ, Bazargan S. Screening for alcohol problems: comparison of the audit, RAPS4 and RAPS4-QF among African American and Hispanic patients in an inner city emergency department. *Drug Alcohol Depend.* 2003;71(3):275-280.
- Cherpitel CJ, Ye Y, Moskalewicz J, Swiatkiewicz G. Screening for alcohol problems in two emergency service samples in Poland: comparison of the RAPS4, CAGE and AUDIT. *Drug Alcohol Depend.* 2005;80(2):201-207.
- Coelho MTAD, Almeida-Filho N. Conceitos de saúde em discursos contemporâneos de referência científica. *História, Ciências, Saúde. Manguinhos.* 2002;9(2):315-33.
- Conill EM. Ensaio histórico-conceitual sobre a Atenção Primária à Saúde: desafios para a organização de serviços básicos e da Estratégia Saúde da Família em centros urbanos no Brasil. *Cad Saúde Pública.* 2008;24(Sup 1):S7-S27.
- Contel M, Gual A, Colom J. Test para la identificación de los trastornos por el uso de alcohol (AUDIT): traducción y validación del AUDIT al catalán y castellano. *Adicciones.* 1999;(11):337-347.
- Cook RL, Chung T, Kelly TM, Clark DB. Alcohol screening in young person's attending a sexually transmitted disease clinic. Comparison of AUDIT, CRAFFT and CAGE instruments. *J Gen Intern Med.* 2005;20(1):96-97.
- Cortina JM. What Is Coefficient Alpha? An Examination of Theory and Applications. *J Appl Psychol.* 1993;78(1):98-104.
- Covey LS, Glassman AH, Stetner F. Major depression following smoking cessation. *Am J Psychiatry.* 1997;(154):263-265.
- Critério de Classificação Sócio-Econômica Brasil (CCSEB), 1997. Associação Brasileira de Anunciantes, Associação Brasileira das Empresas de Pesquisa de Mercado (ANEPE), Associação Brasileira dos Institutos de Pesquisa de Mercado (ABIPEME).
- Cunha PJ, Novaes MA. Avaliação neurocognitiva no abuso e dependência do álcool: implicações para o tratamento. Neurocognitive assessment in alcohol abuse and dependence: implications for treatment. *Rev Bras Psiquiatr.* 2004;26(1):23-27.
- Dalgalarroondo P, Soldera MA, Correa Filho HR, Silva CAM. Religião e uso de drogas por adolescentes. *Rev Bras Psiquiatr.* 2004;26(2):82-90.
- Dawson AH, Tylee A. Depression: social and economic timebomb. London, BMJ Books; 2001.
- Dawson DA, Grant BF, Stinson FS, Zhou Y. Effectiveness of the derived Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT-C) in screening for alcohol use disorders and risk drinking in the US general population. *Alcohol Clin Exp Res.* 2005a;29(5):844-854.
- Dawson DA, Grant BF, Stinson FS. The AUDIT-C: screening for alcohol use disorders and risk drinking in the presence of other psychiatric disorders. *Compr Psychiatry.* 2005b;46(6):405-416.

- Degenhardt L, Hall W. Patterns of co-morbidity between alcohol use and other substance use in the Australian population. *Drug Alcohol Rev.* 2003;22(1):7-13.
- Del-Ben CM, Vilela JA, Crippa JAS, Labate CM, Zuardi AW. Confiabilidade teste-reteste da entrevista clínica estruturada para o DSM-IV (SCID) versão clínica. *Rev Bras Psiquiatr.* 2001;23(6):156-159.
- De Leon J, Diaz FJ, Becoña E, Gurpegui M, Jurado D, Gonzalez-Pinto A. Exploring brief measures of nicotine dependence for epidemiological survey. *Addict Behav.* 2003; 28(8):1481-1486.
- De Lima Osório F, Vilela Mendes A, Crippa JA, Loureiro SR. Study of the Discriminative Validity of the PHQ-9 and PHQ-2 in a Sample of Brazilian Women in the Context of Primary Health Care. *Perspect Psychiatr Care.* 2009;45(3):216-227.
- De Wit M, Pouwer F, Gemke RJ, Delemarre-van de Waal HA, Snoek FJ. Validation of the WHO-5 Well-Being Index in adolescents with type 1 diabetes. *Diabetes Care.* 2007;30(8):2003-2006.
- Dewost A, Michaud P, Arfaoui S, Gache P, Lancrenon S. Fast alcohol consumption evaluation: a screening instrument adapted for french general practitioners. *Alcohol Clin Exp Res.* 2006;30(11):1889-1895.
- Dolman JM, Hawkes ND. Combining the AUDIT questionnaire and biochemical markers to assess alcohol use and risk of alcohol withdrawal in medical inpatients. *Alcohol Alcohol.* 2005;40(6):515-519.
- D'Onofrio G, Becker B, Woolard RH. The impact of alcohol, tobacco, and other drug use and abuse in the emergency department. *Emerg Med Clin North Am.* 2006;24(4):925-67.
- Doyle SR, Donovan DM, Kivlahan DR. The factor structure of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT). *J Stud Alcohol Drugs.* 2007;68(3):474-479.
- Dybek I, Bischof G, Grothues J, Reinhardt S, Meyer C, Hapke U, et al. The Reliability and Validity of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) in a German General Practice Population Sample. *J Stud Alcohol.* 2006;9(67):473-481.
- Dula DJ, DeNaples L. Emergency department presentation with conversion disorder. *Acad Emerg Med.* 1995;2:120-123.
- Engs RC, Hanson DJ, Gliksman L, Smythe C. Influence of religion and culture on drinking behaviors: a test of hypotheses between Canada and USA. *Br J Addict.* 1990;85(11):1475-1482.
- Etter JF. A comparison of the content-, construct- and predictive validity of the cigarette dependence scale and the Fagerström test for nicotine dependence. *Drug Alcohol Depend.* 2005;77(3):259-268.

- Etter JF, Duc TV, Perneger TV. Validity of the Fagerström Test for Nicotine Dependence and of the Heaviness of Smoking Index among relatively light smokers. *Addiction*. 1999;94(2):269-281.
- Ewing JA. Detecting alcoholism: the CAGE questionnaire. *JAMA*. 1984;252(14):1905-1907.
- Fagerström KO. Measuring degree of physical dependence to tobacco smoking with reference to individualization of treatment. *Addict Behav*. 1978;3(3-4):235-241.
- Figlie NB, Pillon SC, Laranjeira R, Dunn J. Does Audit identify a specific for liaison-psychiatric intervention for alcohol dependent patients in a general hospital? *J Bras Psiquiatr*. 1997;46:589-593.
- Fleck MPA, Lafer B, Sougey EB, Del Porto JA, Brasil MA, Juruena MF. Diretrizes da Associação Médica Brasileira para o tratamento da depressão. Guidelines of the Brazilian Medical Association for the treatment of depression. *Rev Bras Psiquiatr*. 2003;25(2):114-122.
- Fleck MPA, Soares HH. Estudo preliminar da prevalência de alcoolismo em pacientes internados no Hospital de Pronto Socorro de Porto Alegre. Preliminary study of the prevalence of alcoholism in patients of Hospital de Pronto Socorro de Porto Alegre. *Rev Psiquiatr Rio Gd Sul*. 1990;(12):84-87.
- Fleiss JL. The measurement of interrater agreement. In: Fleiss JL. Statistical methods for rates and proportions. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons Inc; 1981. p. 212-236.
- Focchi GR, Braun IM. Tratamento farmacológico do Tabagismo. *Rev Psiq Clín*. 2005;32(5):259-266.
- Frank D, DeBenedetti AF, Volk RJ, Williams EC, Kivlahan DR, Bradley KA. Effectiveness of the AUDIT-C as a screening test for alcohol misuse in three race/ethnic groups. *J Gen Intern Med*. 2008;23(6):781-787.
- Gache P, Michaud P, Landry U, Accietto C, Arfaoui S, Wenger O, et al. The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) as a Screening Tool for Excessive Drinking in Primary Care: Reliability and Validity of a French Version. *Alcohol Clin Exp Res*. 2005;29(11):2001-2007.
- Galduroz JC, Caetano R. Epidemiologia do uso do álcool no Brasil. Epidemiology of alcohol use in Brazil. *Rev Bras Psiquiatr*. 2004;26(1):3-6.
- Giang KB, Spak F, Dzung TV, Allebeck P. The use of audit to assess level of alcohol problems in rural Vietnam. *Alcohol Alcohol*. 2005;40(6):578-583.
- Gigliotti A, Laranjeira R. Hábitos, atitudes e crenças de fumantes em quatro capitais brasileiras. Habits, attitudes and beliefs of smokers in four Brazilian capitals. *Rev Bras Psiquiatr*. 2005;27(1):37-44.
- Gilbody S, Whitty P, Grimshaw J, Thomas R. Educational and organizational interventions to improve the management of depression in primary care: a systematic review. *JAMA*. 2003;289:3145-3151.

- Glassman AH, Stetner F, Walsh BT, Raizman PS, Fleiss JL, Cooper TB, et al. Heavy smokers, smoking cessation, and clonidine: results of a doubleblind, randomized trial. *JAMA*. 1988;259:2863-2866.
- Gómez A, Conde A, Santana JM, Jorrín A. Diagnostic usefulness of brief versions of Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) for detecting hazardous drinkers in primary care settings. *J Stud Alcohol*. 2005;66(2):305-308.
- Gómez A, Conde A, Santana JM, Jorrín A, Serrano IM, Medina. R. The diagnostic usefulness of AUDIT and AUDIT-C for detecting hazardous drinkers in the elderly. *Aging Ment Health*. 2006;10(5):561-598.
- Gorsuch RL. Religious aspects of substance abuse and recovery. *Journal of Social Issues*. 1995;51(2):65-83.
- Gual A, Segura L, Contel M, Heather N, Colom J. Audit-3 and Audit-4: effectiveness of two short forms of the alcohol use disorders identification. *Alcohol Alcohol*. 2002;37(6):591-596.
- Haddock CK, Lando H, Klesges RC, Talcott GW, Renaud EA. A study of the psychometric and predictive properties of the Fagerström Test for Nicotine Dependence in a population of young smokers. *Nicotine Tob Res*. 1999;1(1):59-66.
- Haughey MT, Calderon Y, Torres S, Nazario S, Bijur P. Identification of Depression in an Inner-city Population Using a Simple Screen. *Acad Emerg Med*. 2005;12(12):1221-1226.
- Heatherton TF, Kozlowski LT, Frecker RC, Fagerström KO. The Fagerström Test for Nicotine Dependence: A revision of the Fagerström Tolerance Questionnaire. *Br J Addict*. 1991;86(9):1119-1127.
- Heatherton TF, Kozlowski LT, Frecker RC, Rickert W, Robinson J. Measuring the heaviness of smoking using selfreported time to first cigarette of the day and number of cigarettes smoked per day. *Br J Addict*. 1989;84(7):791-800.
- Henkel V, Mergl R, Coyne JC, Kohnen R, Möller HJ, Hegerl U. Screening for depression in primary care: will one or two items suffice? *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci*. 2004a;254(4):215-223.
- Henkel V, Mergl R, Kohnen R, Allgaier AK, Möller HJ, Hegerl U. Use of brief depression screening tools in primary care: consideration of heterogeneity in performance in different patient groups. *Gen Hosp Psychiatry*. 2004b;26(3):190-198.
- Henkel V, Mergl R, Kohnen R, Maier W, Möller HJ, Hegerl U. Identifying depression in primary care: a comparison of different methods in a prospective cohort study. *BMJ*. 2003; 326:200-201.
- Heun R, Burkart M, Maier M, Bech P. Internal and external validity of the WHO Well-Being Scale in the elderly general population. *Acta Psychiatr Scand*. 1999;99:171-178.
- Hodgson R, Alwyn T, John B, Thom B, Smith A. The FAST Alcohol Screening Test. *Alcohol Alcohol*. 2002;37(1):61-66.

- Hodgson RJ, John B, Abbasi T, Hodgson RC, Waller S, Thom B, et al. Fast screening for alcohol misuse. *Addict Behav.* 2003;28(8):1453-1463.
- Huang CL, Lin HH, Wang HH. The psychometric properties of the Chinese version of the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *Addict Behav.* 2006;31(12):2324-2327.
- Hudmon KS, Pomerleau CS, Brigham J, Javitz H, Swan GE. Validity of retrospective assessments of nicotine dependence: a preliminary report. *Addict Behav.* 2005;30(3):613-617.
- Hughes JR, Hatsukami DK, Michell JE, Dhalgren LA. Prevalence of smoking among psychiatric outpatients. *Am J Psychiatry.* 1986;143:993-997.
- Jenkins R, Lewis G, Bebbington P, Brugha T, Farrell M, Gill B, et al. The National Psychiatric Morbidity Survey of Great Britain-initial findings from the household surveys. *Psychol Med.* 1997;27(4):775-789.
- John U, Meyer C, Schumann A, Hapke U, Rumpf HJ, Adam C, et al. A short form of the Fagerström Test for Nicotine Dependence and the Heaviness of Smoking Index in two adult population samples. *Addict Behav.* 2004;29(6):1207-1212.
- Johnson J, Weissman MM, Klerman GL. Service utilization and social morbidity associated with depressive symptoms in the community. *JAMA.* 1992;267(11):1478-1483.
- Holdcraft LC, Iacono WG. Cohort effects on gender differences in alcohol dependence. *Addiction.* 2002;97(8):1025-1036.
- Istvan J, Matarazzo JD. Tobacco, alcohol, and caffeine use: a review of their interrelationships. *Psychol Bull.* 1984;95(2):301-326.
- Kelly TM, Donovan JE. Confirmatory factor analyses of the alcohol use disorders identification test (AUDIT) among adolescents treated in emergency departments. *J Stud Alcohol.* 2001;62(6):838-842.
- Kessler RC, Berglund P, Demler O, Jin R, Koretz D, Merikangas KR, et al. The Epidemiology of Major Depressive Disorder. Results from the National Comorbidity Survey Replication (NCS-R). *JAMA.* 2003;289:3095-3105.
- Kim SS, Gulick EE, Nam KA, Kim SH. Psychometric properties of the alcohol use disorders identification test: a Korean version. *Arch Psychiatr Nurs.* 2008;22(4):190-199.
- Knight JR, Sherritt L, Harris SK, Gates EC, Chang G. Validity of brief alcohol screening tests among adolescents: a comparison of the AUDIT, POSIT, CAGE, and CRAFFT. *Alcohol Clin Exp Res.* 2003;27(1):67-73.
- Kokotailo PK, Egan J, Gangnon R, Brown D, Mundt M, Fleming M. Validity of the alcohol use disorders identification test in college students. *Alcohol Clin Exp Res.* 2004;8(6):914-920.
- Kozlowski LT, Porter CQ, Orleans CT, Pope MA, Heatherton TF. Predicting smoking cessation with self-reported measures of nicotine dependence: FTQ, FTND, and HSI. *Drug Alcohol Depend.* 1994;34(3):211-216.

- Kroenke K, Spitzer R L, Williams J B. The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. *J Gen Intern Med.* 2001;16(9):606-613.
- Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. The Patient Health Questionnaire-2: validity of a two-item depression screener. *Med Care.* 2003;41(11):1284-1292.
- Kumar A, Clark S, Boudreux ED, Camargo CA Jr. A Multicenter Study of Depression among Emergency Department Patients. *Acad Emerg Med* 2004;11(12):1284-1289.
- Laranjeira R, Pinsky I, Zaleski M, Caetano RI. Levantamento Nacional sobre os padrões de consumo de álcool na população brasileira. São Paulo: Centro Brasileiro de Informações sobre Drogas Psicotrópicas, Escola Paulista de Medicina; 2007.
- Li C, Friedman B, Conwell Y, Fiscella K. Validity of the Patient Health Questionnaire 2 (PHQ-2) in identifying major depression in older people. *J Am Geriatr Soc.* 2007;55(4):596-602.
- Lima CT, Freire AC, Silva AP, Teixeira RM, Farrel M, Prince M. Concurrent and construct validity of the Audit in urban brazilian sample. *Alcohol Alcohol.* 2005;40(6):584-589.
- Liwowsky I, Kramer D, Mergl R, Bramesfeld A, Allgaier AK, Pöppel E, et al. Screening for depression in the older long-term unemployed. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 2009;44(8):622-627.
- Lorant V, Deliège D, Eaton W, Robert A, Philippot P, Ansseau M. Socioeconomic inequalities in depression: a meta-analysis. *Am J Epidemiol.* 2003;157(2):98-112.
- Löwe B, Kroenke K, Gräfe K. Detecting and monitoring depression with a two-item questionnaire (PHQ-2). *J Psychosom Res.* 2005;58(2):163-171.
- Löwe B, Spitzer RL, Gräfe K, Kroenke K, Quenter A, Zipfel S, et al. Comparative validity of three screening questionnaires for DSM-IV depressive disorders and physicians' diagnoses. *J Affect Disord.* 2004;78:131-140.
- Malbergier A, Oliveira-JR HP. Dependência de tabaco e comorbidade psiquiátrica. *Tobacco Dependence and Psychiatric Comorbidity. Rev Psiq Clín.* 2005;32(5):276-282.
- Mansur J, Monteiro MG. Validation of the “CAGE” alcoholism screening test in a Brazilian psychiatric inpatient hospital setting. *Braz J Med Biol Res.* 1983;16:215-218.
- Marques AC, Campana A, Gigliotti A, Lourenço MT, Ferreira MP, Laranjeira R. Consenso sobre o tratamento da dependência de Nicotina. *Consensus on the treatment of nicotine dependence. Rev Bras Psiquiatr.* 2001;23(4):200-214.
- Marques EH. Estudo da prevalência do uso de tabaco num município com características rurais, no estado de São Paulo, Brasil. [Dissertação]. Ribeirão Preto: Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo; 2002.
- Matano RA, Koopman C, Wanat SF, Whitsell SD, Borggreve A, Westrup D. Assessment of binge drinking of alcohol in highly educated employees. *Addict Behav.* 2003;28:1299-1310.

- Mayfield D, McLeod G, Hall P. The cage questionnaire: validation of a new alcoholism screening instrument. *Am J Psychiatry*. 1974;131(10):1121-1123.
- McQuaid J, Murray BS, Laffaye C, McCahill ME. Depression in a primary care clinic: the prevalence and impact of an unrecognized disorder. *J Affect Disord*. 1999;51:1-10.
- Meldon SW, Emerman CL, Schubert DS. Recognition of depression in geriatric ED patients by emergency physicians. *Ann Emerg Med*. 1997;30:442-447.
- Meloni JN, Laranjeira R. Custo social e de saúde do consumo do álcool. The Social and Health burden of alcohol abuse. *Rev Bras Psiquiatr*. 2004;26(1):7-10.
- Méndez BE. Uma versão brasileira do AUDIT - Alcohol use disorders identification test. [Dissertação]. Pelotas (RS): Universidade Federal de Pelotas; 1999.
- Meneses-Gaya IC, Zuardi AW, Loureiro SR, Crippa JA. Psychometric properties of the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *J Bras Pneumol*. 2009a;35(1):73-82.
- Meneses-Gaya C, Zuardi AW, Loureiro SR, Crippa JAS. Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): An updated systematic review of psychometric properties. *Psychol Neurosci*. 2009b;2:83-97.
- Meneses-Gaya C, Zuardi AW, de Azevedo Marques JM, Souza RM, Loureiro SR, Crippa JAS. Psychometric qualities of the Brazilian versions of the Fagerström Test for Nicotine Dependence and the Heaviness of Smoking Index. *Nicotine Tob Res*. 2009c;11:1160-1165.
- Menezes PR. Validade e confiabilidade das escalas de avaliação em psiquiatria. *Rev Psiq Clín* 1998;25(5):214-216.
- Mikami I, Akechi T, Kugaya A, Okuyama T, Nakano T, Okamura H, et al. Screening for nicotine dependence among smoking-related cancer patients. *Jpn J Cancer Res*. 1999;90(10):1071-1075.
- Murray CJ, Lopez AD. Alternative projections of mortality and disability by cause 1990-2020: Global Burden of Disease Study. *Lancet*. 1997;349:1498-1504.
- Monahan PO, Shacham E, Reece M, Kroenke K, Ong'or WO, Omollo O, et al. Validity/reliability of PHQ-9 and PHQ-2 depression scales among adults living with HIV/AIDS in western Kenya. *J Gen Intern Med*. 2009;24(2):189-197.
- Neumann T, Gentilello LM, Neuner B, Weiß-Gerlach E, Schürmann H, Schröder T, et al. Screening Trauma Patients With the Alcohol Use Disorders Identification Test and Biomarkers of Alcohol. *Alcohol Clin Exp Res*. 2009;33(6):970-976.
- Niel M, Julião A. Panorama atual de drogas e dependências. In: Silveira DX, Moreira FG. (Org.). Conceitos gerais avaliação diagnóstica e complicações clínicas. São Paulo: Atheneu, 2006, p.135-41.
- Nunnally JC, Bernstein IH. Psychometric theory. 3rd ed. New York, McGraw-Hill;1994.

- Nusbaumer MR. Religious affiliation and abstinence: a fifteen-year change. *J Stud Alcohol*. 1981;42(1):127-131.
- Odo SA, Araújo AC, Santos AF, Toledo FCP, Yonamine M, Silva OA, et al. Indicações e limites das análises toxicológicas para substâncias psicoativas. *Rev Psiq Clín*. 2000;27(1):50-56.
- Okuyemi KS, Pulvers KM, Cox LS, Thomas JL, Kaur H, Mayo MS, et al. Nicotine dependence among African American light smokers: a comparison of three scales. *Addict Behav*. 2007;32(10):1989-2002.
- Pagano M, Gauvreau K. Princípios de Bioestatística. São Paulo: Thomson; 2004.
- Pal HR, Jena R, Yadav D. Validation of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) in urban community outreach and de-addiction center samples in north India. *J Stud Alcohol*. 2004;65(6):794-800.
- Pasquali L. Instrumentos Psicológicos: manual prático de elaboração. Brasília: LabPAM/IBAPP, 1999.
- Paykel ES, Tylee A, Wright A, Priest RG, Rix S, Hart D. The Defeat Depression Campaign: psychiatry in the public arena. *Am J Psychiatry*. 1997;154(6):59-65.
- Payne TJ, Smith PO, McCracken LM, McSherry WC, Antony MM. Assessing nicotine dependence: a comparison of the Fagerström Tolerance Questionnaire (FTQ) with the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND) in a clinical sample. *Addict Behav*. 1994; 19(3):307-317.
- Pereira MG. Epidemiologia: teoria e prática. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan AS; 1995.
- Pérula-de Torres LA, Fernández-García JA, Arias-Vega R, Muriel-Palomino M, Márquez-Rebollo E, Ruiz-Moral R. Validity of AUDIT test for detection of disorders related with alcohol consumption in women. *Med Clin (Barc)*. 2005;125(19):727-730.
- Pettinati HM. Antidepressant treatment of co-occurring depression and alcohol dependence. *Biol Psychiatry*. 2004;56(10):785-792.
- Phelan E, Williams B, Meeker K, Bonn K, Frederick J, Logerfo J, et al. A study of the diagnostic accuracy of the PHQ-9 in primary care elderly. *BMC Fam Pract*. 2010;11:63.
- Philpot M, Pearson N, Petratou V, Dayanandan R, Silverman M, Marshall J. Screening for problem drinking in older people referred to a mental health service: a comparison of CAGE and AUDIT. *Aging Ment Health*. 2003;7(3):171-175.
- Piccoloto, N. Wainer R, Benvegnú L, Juruena M. Curso e prognóstico da depressão. Revisão comparativa entre os transtornos do humor. *Outcome and prognoses in depression: comparative review among mood disorders*. *Rev Psiq Clín*. 2000;27(2):93-103.
- Pomerleau O, Adkins D, Pertschuk M. Predictors of outcome and recidivism in smoking cessation treatment. *Addict Behav*. 1978;3(2):65-70.

- Pomerleau CS, Carton SM, Lutzke ML, Flessland KA, Pomerleau OF. Reliability of the Fagerström Tolerance Questionnaire and the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *Addict Behav.* 1994;19(1):33-39.
- Radzius A, Gallo JJ, Epstein DH, Gorelick DA, Cadet JL, Uhl GE, et al. A factor analysis of the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND). *Nicotine Tob Res.* 2003; 5(2):255-260.
- Ramos SP, Woitowitz AB. Da cervejinha com os amigos à dependência do álcool: uma síntese do que sabemos sobre esse percurso. From one beer with friends to alcohol dependence: a synthesis about our knowledge of this path. *Rev Bras Psiquiatr.* 2004;26(1):18-22.
- Reinert DF, Allen JP. Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): A review of recent research. *Alcohol Clin Exp Res.* 2002;26(2):272-279.
- Reinert DF, Allen JP. The Alcohol Use Disorders Identification Test: An Update of Research Findings. *Alcohol Clin Exp Res.* 2007;31(2):185-199.
- Richardson CG, Ratner PA. A confirmatory factor analysis of the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *Addict Behav.* 2005;30(4):697-709.
- Rist F, Glockner-Rist A, Demmel R. The Alcohol Use Disorders Identification Test revisited: establishing its structure using nonlinear factor analysis and identifying subgroups of respondents using latent class factor analysis. *Drug Alcohol Depend.* 2009;100(1-2),71-82.
- Rocha FCM. Panorama atual de drogas e dependências. In: Silveira DX. Moreira FG. (Org.). Tabagismo. São Paulo: Atheneu; 2006, p. 157-161.
- Rodríguez-Martos A, Santamaría E. Does the short form of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT-C) work at a trauma emergency department? *Subst Use Misuse.* 2007;42:923-932.
- Ronzani TM, Ribeiro MS, Amaral MB, Formigoni MLOS. Implantação de rotinas de rastreamento do uso de risco de álcool e de uma intervenção breve na atenção primária à saúde: dificuldades a serem superadas. *Cad Saúde Pública.* 2005;21(3):852-861.
- Rosa AA, Gonçalves SC, Stefani SD, Martins OS, Rosa DD, Hunsche A. Percepção e registro de abuso de álcool e de doenças relacionadas num hospital geral universitário. *Rev Ass Med Brasil.* 1998;44:335-339.
- Rumpf H, Hapke U, Meyer C, John U. Screening for alcohol use disorders and at-risk drinking in the general population: psychometric performance of three questionnaires. *Alcohol Alcohol.* 2002;37:261-268.
- Rutman MS, Shenassa E, Becker BM. Brief screening for adolescent depressive symptoms in the emergency department. *Acad Emerg Med.* 2008;15(1):7-22.

- Saipanish R, Lotrakul M, Sumrithe S. Reliability and validity of the Thai version of the WHO-Five Well-Being Index in primary care patients. *Psychiatry Clin Neurosci.* 2009;63(2):141-146.
- Saitz R. Unhealthy alcohol use. *N Engl J Med.* 2005;352:596-607.
- Saunders JB, Aasland OG, Babor TF, de la Fuente JR, Grant M. Development of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): WHO Collaborative Project on Early Detection of Persons with Harmful Alcohol Consumption - II. *Addiction.* 1993;88:791-804.
- Seale JP, Boltri JM, Shellenberger S, Velasquez MM, Cornelius M, Guyinn M, et al. Primary care validation of a single screening question for drinkers. *J Stud Alcohol.* 2006;67:778-784.
- Segatto ML, Silva RS, Laranjeira R, Pinsky I. O impacto do uso de álcool em pacientes admitidos em um pronto-socorro geral universitário. *The impact of alcohol use in patients attended in the emergency room of a university general hospital.* *Rev Psiq Clín.* 2008;35:138-143.
- Selin KH. Test-retest reliability of the alcohol use disorder identification test in a general population sample. *Alcohol Clin Exp Res.* 2003;27(9):1428-1435.
- Seppä K, Lepistö J, Sillanaukee P. Five-shot questionnaire on heavy drinking. *Alcohol Clin Exp Res.* 1998;22:1788-1791.
- Shevlin M, Smith GW. The factor structure and concurrent validity of the Alcohol Use Disorder Identification Test based on a nationally representative UK sample. *Alcohol Alcohol.* 2007;42(6):582-587.
- Siahpush M, McNeill A, Borland R, Fong GT. Socioeconomic variations in nicotine dependence, selfefficacy, and intention to quit across four countries: findings from the International Tobacco Control Four Country Survey. *Tobacco Control.* 2006;15(3):71-75.
- Silva JA, Ribeiro-Filho NP. Avaliação e Mensuração de Dor: pesquisa, teoria e prática. São Paulo: FUNPEC; 2006.
- Simão OM, Kerr-Corrêa F, Dalben I, Smaira SI. Alcoholic women and men: a comparative study of social and familial aspects and outcome. *Rev Bras Psiquiatr.* 2002;24(3):121-129.
- Simon GE. Long-term prognosis of depression in primary care. *Bull World Health Organ.* 2000;78:439-445.
- Sobell L, Sobell M. Timeline Follow-back: a technique for assessing selfreported ethanol consumption. In: Allen J, Litten R, eds. *Measuring Alcohol Consumption: Psychosocial and Biological Methods.* Totowa, NJ: Humana Press;1992. p. 41-72.
- Spitzer RL, Kroenke K, Williams JB. Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: the PHQ primary care study. *Primary Care Evaluation of Mental Disorders. Patient Health Questionnaire.* *JAMA* 1999;282:1737-1744.

- Tsai MC, Tsai YF, Chen CY, Liu CY. Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): establishment of cut-off scores in a hospitalized Chinese population. *Alcohol Clin Exp Res.* 2005;29(1):53-57.
- Tuunanan M, Aalto M, Seppä K. Binge drinking and its detection among middle-aged men using AUDIT, AUDIT-C and AUDIT-3. *Drug Alcohol Depend.* 2007;26(3):295-299.
- Uysal MA, Kadakal F, Karşıdağ C, Bayram NG, Uysal O, Yilmaz V. Fagerström test for nicotine dependence: reliability in a Turkish sample and factor analysis. *Tuberk Toraks.* 2004; 52(2):115-121.
- Vink JM, Willemsen G, Beem AL, Boomsma DI. The Fagerström Test for Nicotine Dependence in a Dutch sample of daily smokers and ex-smokers. *Addict Behav.* 2005; 30(3):575-579.
- Von-der-Pahlen B, Santtila P, Witting K, Varjonen M, Jern P, Johansson A, et al. Factor structure of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) for men and women in different age groups. *J Stud Alcohol Drugs.* 2008;69(4):616-621.
- Vorcaro CM, Uchoa E, Lima-Costa MF. Prevalência e características associadas à depressão: revisão de estudos epidemiológicos com base populacional. *J Bras Psiquiatr.* 2002;51(3):167-182.
- Waal-Manning HJ, de Hamel FA. Smoking habit and psychometric scores: a community study. *N Z Med J.* 1978;88(619):188-191.
- Watson LC, Zimmerman S, Cohen LW, Dominik R. Practical depression screening in residential care/assisted living: five methods compared with gold standard diagnoses. *Am J Geriatr Psychiatry.* 2009;17(7):556-564.
- Weinberger AH, Reutenaer EL, Allen TM, Termine A, Vessicchio JC, Sacco KA, et al. Reliability of the Fagerström Test for Nicotine Dependence, Minnesota Nicotine Withdrawal Scale, and Tiffany Questionnaire for Smoking Urges in smokers with and without schizophrenia. *Drug Alcohol Depend.* 2007;86(2-3):278-282.
- Wellman RJ, DiFranza JR, Pbert L, Fletcher KE, Flint A, Young MH, et al. A comparison of the psychometric properties of the hooked on nicotine checklist and the modified Fagerström Tolerance Questionnaire. *Addict Behav.* 2006;31(3):486-495.
- WHO. World Health Organization. Classificação de transtornos mentais e de comportamento da CID-10: descrições clínicas e diretrizes diagnósticas. Genebra: WHO; 1993.
- WHO. World Health Organization. Info Package: mastering depression in primary care, Version 2.2. Copenhagen, Denmark7 WHO, Regional Office for Europe; 1995.
- WHO. World Health Organization. Well being measures in primary health care: the DepCare Project. Copenhagen, Denmark WHO, Regional Office for Europe; 1998.
- WHO. World Health Organization. The World Health Report 2001: Mental Health: New Understanding, New Hope. Geneva: World Health Organization; 2001.

Wu SI, Huang HC, Liu SI, Huang CR, Sun FJ, Chang TY, et al. Validation and comparison of alcohol-screening instruments for identifying hazardous drinking in hospitalized patients in Taiwan. *Alcohol Alcohol.* 2008;43(5):577-582.

Zung WWK. The measurement of affects: depression and anxiety. In: Pichot P. (Ed.) *Psychological Measurement in Psychopathology*. Karger: Basel; 1974. p. 170-188.

Zung WWK. A self-rating pain and distress scale. *Psychosomatics*. 1983;24:887-894.

## Anexos

---

## ANEXOS

### ANEXO A

#### TERMO DE CONSENTIMENTO LIVRE E ESCLARECIDO

NOME DA PESQUISA: Estudo de validação de instrumentos de rastreamento de depressão e abuso e dependência de álcool e tabaco.

PESQUISADOR RESPONSÁVEL: Carolina de Meneses Gaya, CRP: 06/58736

Prezado(a) senhor(a),

1. Justificativa e objetivo da pesquisa

Estamos convidando o(a) Senhor(a) para participar de um estudo sobre a ingestão de bebidas alcoólicas, o uso de tabaco e o estado emocional de pessoas que procuram atendimento em Pronto-Socorro.

Os objetivos desse estudo são descobrir como as pessoas que são atendidas em Pronto-Socorro e em serviços psiquiátricos descrevem o seu uso de tabaco, o uso de bebidas alcoólicas e o seu estado emocional e se existem modos de perguntar sobre essas questões que são facilmente entendidos e respondidos pelas pessoas em pouco tempo.

2. Procedimentos que serão utilizados e seu propósito.

Descobrir isso é importante, porque facilitaria o trabalho de profissionais de saúde em oferecer ajuda para as pessoas que estivessem fazendo uso de bebidas alcoólicas e de tabaco de uma maneira que pudesse ser prejudicial à sua saúde e também facilitaria o trabalho de oferecer ajuda para pessoas que estivessem com dificuldades emocionais. Para isso, pedimos que o(a) Senhor(a) responda a perguntas que serão feitas por profissionais da área de saúde (psicólogos e enfermeiros), que devem demorar entre 20 minutos a 40 minutos no total.

3. Desconfortos e riscos esperados.

Não são esperados quaisquer riscos ou desconforto no presente estudo. Se não quiser participar, ou quiser interromper sua participação em qualquer momento, o(a) Senhor(a) tem toda liberdade de fazê-lo e isso não causará qualquer problema no atendimento que o(a) Senhor(a) está realizando neste serviço agora ou em qualquer atendimento que venha a precisar fazer no futuro.

4. Benefícios que se pode obter

As respostas que o(a) Senhor(a) der não trarão nenhum problema ou risco para o(a) Senhor(a) e caso, após as perguntas, percebamos que o(a) Senhor(a) pode se beneficiar de alguma ajuda quanto à maneira como usa bebida alcoólica ou como usa tabaco ou sobre como lidar com o seu estado emocional, o(a) senhor(a) será orientado sobre como e onde procurar ajuda, se o(a) Senhor(a) quiser.

As respostas que o(a) Senhor(a) der não serão fornecidas a ninguém, apenas a você, caso queiravê-las. O seu nome nunca aparecerá nos resultados desse estudo. Caso venha a ter qualquer dúvida sobre este estudo, o(a) Senhor(a) poderá ligar para o telefone (16) 36022201 e esclarecer suas dúvidas o(a) Senhor(a) ficará com uma cópia desse Termo de Consentimento com o número do telefone.

Eu \_\_\_\_\_,  
R.G. \_\_\_\_\_, abaixo assinado, tendo recebido as informações acima, e ciente dos meus direitos abaixo relacionados, concordo em participar.

1. A garantia de receber a resposta a qualquer pergunta ou esclarecimento a qualquer dúvida acerca dos procedimentos, riscos, benefícios e outros relacionados com a pesquisa a que serei submetido;
2. A liberdade de retirar meu consentimento a qualquer momento e deixar de participar no estudo sem que isso traga prejuízo à continuidade do meu cuidado e tratamento;
3. A segurança de que não serei identificado e que será mantido o caráter confidencial da informação relacionada com a minha privacidade;
4. O compromisso de me proporcionar informação atualizada durante o estudo, ainda que esta possa afetar minha vontade de continuar participando;
5. O compromisso de que serei devidamente acompanhado e assistido durante todo o período de minha participação no projeto, bem como a garantia de que serei informado dos locais de tratamento, após a conclusão dos trabalhos de pesquisa.
6. O ressarcimento de eventuais despesas decorrentes da minha participação no projeto, a ser promovido pelo orçamento da pesquisa.
7. Que o ressarcimento de eventuais despesas, bem como a indenização, a título de cobertura material, para reparação de danos imediatos ou tardios, decorrentes de minha participação na pesquisa, serão feitos pelo orçamento da pesquisa, não cabendo ao Hospital das Clínicas de Ribeirão Preto, qualquer responsabilidade quantos aos referidos pagamentos.

Declaro, ainda, que concordo inteiramente com as condições que me foram apresentadas e que, livremente, manifesto a minha vontade em participar do referido projeto.

Franca, \_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_

---

ASSINATURA DO PACIENTE

---

ASSINATURA DO PESQUISADOR RESPONSÁVEL  
Carolina de Meneses Gaya - CRP: 06/58736

**ANEXO B*****Patient Health Questionnaire - Two items (PHQ-2)***

*Ao longo das últimas 2 (duas) semanas, com que frequência você foi incomodado por algum dos seguintes problemas?*

	Nenhuma vez	Vários dias	Mais da metade dos dias	Quase todos os dias
1. Pouco interesse ou prazer em fazer as coisas	0	1	2	3
2. Sentindo-se triste, deprimido ou sem esperança	0	1	2	3

## ANEXO C

**Legal Division**  
**Pfizer Inc**  
**150 East 42nd Street**  
**New York, NY 10017-5755**  
**Tel 212 733 0223 Fax 212 573 2273**  
**Email christopher.n.bolinger@pfizer.com**



**Christopher N. Bolinger**  
**Corporate Counsel - Trademarks**

VIA FACSIMILE 011 55 16 36022544

August 14, 2006

Dr. Jose Alexandre de Souza Crippa  
 Departamento de Neuropsiquiatria e Psicologia Medica  
 Faculdade de Medicina de Ribeirao Preto  
 Universidade de Sao Paulo  
 Hospital das Clinicas—Terceiro Andar  
 Av. Bandeirantes, 3900  
 Ribeirao Preto—Sao Paolo  
 BRAZIL

**Re: Copyright/Requests for Permission to Reproduce PRIME-MD (PHQ)**

Dear Dr. Crippa:

This is in reply to your e-mail dated August 10, 2006 (and prior e-mails) requesting permission on behalf of Sao Paolo University to use the Portuguese translation of the PHQ-9 in connection with clinical practice.

Pfizer Inc., as owner of the copyrighted work referred to as the PHQ-9, is pleased to grant you permission. I have attached a copy of the translated work. Please note that this translation has not been validated as a depression screener.

Please be sure that the following legal legend is included in legible typeface on all copies of the PHQ-9:

PHQ-9 Copyright © 1999 Pfizer Inc. Todos os direitos reservados. Reproduzido sob permissão.

Please note that Pfizer, following consultation with the developers of the PIQ-9, is amending the "Interpretation of Total Score" chart. Future versions of the PHQ-9 will indicate a total score of 1-4 corresponds with "none", not "minimal depression" as the current version indicates.

Thank you for contacting us in advance.

Sincerely,

Christopher Bolinger

**ANEXO D*****Well-Being Index-5 (WHO-5 – Versão 1)***

*Em relação a cada uma das afirmações abaixo, indique qual das respostas melhor representa como você tem se sentido nas últimas duas semanas.*

	O tempo todo	Mais da metade do tempo	Menos da metade do tempo	Em nenhum momento
1. Eu me sinto desanimado(a) e triste.	0	1	2	3
2. Eu me sinto tranquilo(a) e consigo relaxar facilmente	3	2	1	0
3. Eu me sinto cheio(a) de energia, ativo(a) ou vigoroso(a).	3	2	1	0
4. Eu acordo me sentindo revigorado(a) e descansado(a).	3	2	1	0
5. Meu dia a dia é cheio de coisas que eu acho interessantes.	3	2	1	0

**ANEXO E*****Fagerström Test for Nicotine Dependence - (FTND)*****1. Quanto tempo depois de acordar, você fuma o seu primeiro cigarro?**

- ③ Nos primeiros 5 minutos      ② 6-30 minutos      ① 31-60 minutos      ④ Após 60 minutos

**2. Você encontra dificuldade em evitar o fumar em lugares onde é proibido, como por exemplo, igrejas, local de trabalho, cinemas, shoppings, etc.?**

- ① Sim      ④ Não

**3. Qual é o cigarro mais difícil de largar ou de não fumar?**

- ① O primeiro da manhã      ④ Qualquer um

**4. Quantos cigarros você fuma por dia?**

- ④ 10 ou menos      ① 11 a 20      ② 21 a 30      ③ 31 ou mais

**5. Você fuma mais frequentemente nas primeiras horas do dia do que durante o resto do dia?**

- ① Sim      ④ Não

**6. Você fuma mesmo estando a ponto de ficar acamado a maior parte do dia?**

- ① Sim      ④ Não

## ANEXO F

### ***Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT)***

Este questionário de 10 questões foi desenvolvido pela Organização Mundial da Saúde (OMS) e não demora mais que dois minutos para responder. LEIA AS QUESTÕES ABAIXO E ASSINALE A ALTERNATIVA MAIS APROPRIADA AO SEU PADRÃO DE CONSUMO.

**1- Qual a frequência do seu consumo de bebidas alcoólicas?**

- |                                     |                            |                                |
|-------------------------------------|----------------------------|--------------------------------|
| (0) Nenhuma                         | (2) 2 a 4 vezes por mês    | (4) 4 ou mais vezes por semana |
| (1) Uma ou menos de uma vez por mês | (3) 2 a 3 vezes por semana |                                |

**2- Quantas doses contendo álcool você consome num dia típico quando você está bebendo?**

- |           |           |                |
|-----------|-----------|----------------|
| (0) 1 a 2 | (2) 5 a 6 | (4) 10 ou mais |
| (1) 3 a 4 | (3) 7 a 9 |                |

**3- Qual a frequência que você consome 6 ou mais doses de bebidas alcoólica em uma ocasião?**

- |                           |                  |                                      |
|---------------------------|------------------|--------------------------------------|
| (0) Nunca                 | (2) Mensalmente  | (4) Diariamente ou quase diariamente |
| (1) Menos que mensalmente | (3) Semanalmente |                                      |

**4- Com que frequência durante os últimos 12 meses você percebeu que não conseguia parar de beber uma vez que havia começado?**

- |                           |                  |                                      |
|---------------------------|------------------|--------------------------------------|
| (0) Nunca                 | (2) Mensalmente  | (4) Diariamente ou quase diariamente |
| (1) Menos que mensalmente | (3) Semanalmente |                                      |

**5- Quantas vezes durante o ano passado você deixou de fazer o que era esperado devido ao uso de bebidas alcoólicas?**

- |                           |                  |                                      |
|---------------------------|------------------|--------------------------------------|
| (0) Nunca                 | (2) Mensalmente  | (4) Diariamente ou quase diariamente |
| (1) Menos que mensalmente | (3) Semanalmente |                                      |

**6- Quantas vezes durante os últimos 12 meses você precisou de uma primeira dose pela manhã para sentir-se melhor depois de uma bebedeira?**

- |                           |                  |                                      |
|---------------------------|------------------|--------------------------------------|
| (0) Nunca                 | (2) Mensalmente  | (4) Diariamente ou quase diariamente |
| (1) Menos que mensalmente | (3) Semanalmente |                                      |

**7- Quantas vezes durante o ano passado você se sentiu culpado ou com remorso depois de beber?**

- |                           |                  |                                      |
|---------------------------|------------------|--------------------------------------|
| (0) Nunca                 | (2) Mensalmente  | (4) Diariamente ou quase diariamente |
| (1) Menos que mensalmente | (3) Semanalmente |                                      |

**8- Quantas vezes durante o ano passado você não conseguiu lembrar o que aconteceu na noite anterior por que você estava bebendo?**

- |                           |                  |                                      |
|---------------------------|------------------|--------------------------------------|
| (0) Nunca                 | (2) Mensalmente  | (4) Diariamente ou quase diariamente |
| (1) Menos que mensalmente | (3) Semanalmente |                                      |

**9- Você foi criticado pelo resultado das suas bebedeiras?**

- |         |                         |  |
|---------|-------------------------|--|
| (0) Não | (2) Sim, em uma ocasião | (4) Sim, em mais do que em uma ocasião |
|---------|-------------------------|--|

**10- Algum parente, amigo, médico ou qualquer outro trabalhador da área da saúde referiu-se às suas bebedeiras ou sugeriu a você parar de beber?**

- |         |                         |  |
|---------|-------------------------|--|
| (0) Não | (2) Sim, em uma ocasião | (4) Sim, em mais do que em uma ocasião |
|---------|-------------------------|--|

**ESCORE TOTAL:**      I \_\_\_ I \_\_\_ I

## ANEXO G

### *Fast Alcohol Screening Test (FAST)*



Dose da bebida alcóolica

#### UM DRINQUE/DOSE EQUIVALE A:

- Um copo de pinga, vodca ou uísque (37ml) ou;
- Uma taça pequena de vinho (140ml) ou;
- Uma latinha de cerveja (350ml) ou;
- Um cálice de Martini ou vermute (50ml)

**POR FAVOR, PARA AS SEGUINTE PERGUNTAS CIRCULE AS ALTERNATIVAS MAIS APROPRIADAS**

**1. HOMENS:** Com que frequência que você consome **8 (OITO)** ou mais doses de bebida alcoólica em uma mesma ocasião?

**MULHERES:** Com que frequência que você consome **6 (SEIS)** ou mais doses de bebida alcoólica em uma mesma ocasião?

- ① Nunca
- ② Menos que mensalmente
- ③ Mensalmente
- ④ Semanalmente
- ⑤ Diariamente ou quase diariamente

**2. Com que frequência durante o último ano você não conseguiu se lembrar do que aconteceu na noite anterior porque havia bebido?**

- ① Nunca
- ② Menos que mensalmente
- ③ Mensalmente
- ④ Semanalmente
- ⑤ Diariamente ou quase diariamente

**3. Com que frequência durante o último ano você deixou de fazer o que era esperado devido ao uso de bebidas alcoólicas?**

- ① Nunca
- ② Menos que mensalmente
- ③ Mensalmente
- ④ Semanalmente
- ⑤ Diariamente ou quase diariamente

**4. Durante o último ano algum parente, amigo, médico ou outro profissional da área de saúde mostrou-se preocupado com seu modo de beber ou sugeriu que você parasse de beber?**

- ① Não
- ② Sim, em uma ocasião.
- ③ Sim, em mais do que em uma ocasião.

## **ANEXO H**

CAGE

**1. Alguma vez o Sr(a) sentiu que deveria diminuir a quantidade de bebida ou parar de beber?**

**2. As pessoas o (a) aborrecem porque criticam seu modo de beber?**

**3. O Sr.(a) costuma beber de manhã para diminuir o nervosismo ou ressaca?**

**4. O Sr.(a) se sente culpado pela maneira com que costuma beber?**

**ANEXO I****Questionário de Identificação**

**Código da entrevista:** \_\_\_\_\_

**Data da entrevista (dia/mês/ano)** \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_\_

**Serviço:**      1 - CAPS    2 - Pronto-Socorro

**(1) Idade (anos):** \_\_\_\_\_    **2) Nasc.:** \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_

**3) Gênero:**    1 - masculino                2 - feminino

**4) Estado civil:**

- 1 - casado/ relação estável
- 2 - solteiro
- 3 - divorciado/ viúvo

**5) Escolaridade:** \_\_\_\_\_ (anos de ) \_\_\_\_\_ codificação

- 1 - nenhuma/ primário (incompleto e completo)
- 2 - 1º grau (incompleto e completo)
- 3 - colegial/ universitário (incompleto e completo)

**6) Cor ou raça (IBGE):**

- 1 - branca
- 2 - não branca

**7) Religião:**

- 1 - pentecostais (crentes; evangélicos; cristãos e congregação cristã do Brasil).
- 2 - não pentecostais (católicos; protestantes; testemunha de Jeová; espírita; mahikari; outras e sem religião).

**8) Situação laboral:**

- 1 - autônomo/ empregado (informalmente e formalmente)
- 2 - cuidando do lar
- 3 - estudante
- 4 - desempregado/ afastado
- 5 - aposentado (por invalidez e por tempo de serviço)

**Critério de Classificação Socioeconômica do Brasil (CCSEB)**

ABA, ANEP, ABIPEME; 1997

**SISTEMA DE PONTOS****Posse de Itens**

<b>O(a) Sr(a) tem em sua casa ...</b>	<b>Não</b>	<b>Um</b>	<b>Dois</b>	<b>Três</b>	<b>4 ou +</b>
Televisão em cores (em funcionamento ou em conserto)	<b>0</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>
Rádio (em funcionamento ou conserto)	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>
Banheiro (incluindo de empregada e lavabo com vaso sanitário)	<b>0</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>4</b>
Automóvel (uso de passeio)	<b>0</b>	<b>2</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>5</b>
Empregada (mensalista e que trabalhe pelo menos de 2 <sup>a</sup> a 6 <sup>a</sup> )	<b>0</b>	<b>2</b>	<b>4</b>	<b>4</b>	<b>4</b>
Aspirador de Pó (em funcionamento ou em conserto)	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>
Máquina de lavar roupa (em funcionamento ou em conserto)	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>
Videocassete e/ou DVD (em funcionamento ou em conserto)	<b>0</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>
Geladeira (em funcionamento ou em conserto)	<b>0</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>2</b>
Freezer (aparelho independente ou parte de geladeira duplex)	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>

**Grau de instrução**

<b>Qual a instrução do chefe da família?</b>	
Analfabeto /Primário incompleto	<b>0</b>
Primário completo /Ginasial incompleto	<b>1</b>
Ginasial completo /Colegial incompleto	<b>2</b>
Colegial completo /Superior incompleto	<b>3</b>
Superior completo	<b>5</b>

**CORTES DO CRITÉRIO BRASIL**

<b>Classe</b>	<b>Pontos</b>
A(1)	25-34
B(2)	17-24
C(3)	11-16
D(4)	6-10
E(5)	0-5

CCSE do sujeito: \_\_\_\_\_

## ANEXO J



11<sup>th</sup> May 2005

### University of Wales College of Medicine Coleg Meddygaeth Prifysgol Cymru

Professor Ray Hodgson

Tel: 01531 820849

Mobile: 0773 783 088

Email: ray.hodgson@southerns.net

Dear Jose Crippa,

#### **Re FAST questionnaire**

Further to your request for permission to translate the FAST questionnaire I would be delighted to give this. We have not taken out any copyright on the FAST and you are free to translate and to use it.

Please feel free to call me if you require any further information.

Yours Sincerely

A handwritten signature in black ink, appearing to read "R J Hodgson".

Professor Ray Hodgson  
Consultant Clinical Psychologist

## ANEXO L



CEP. 14048-900  
RIBEIRÃO PRETO - S.P.  
BRASIL

HOSPITAL DAS CLÍNICAS DA FACULDADE DE MEDICINA  
DE RIBEIRÃO PRETO DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

CAMPUS UNIVERSITÁRIO – MONTE ALEGRE  
FONE: 602-1000 - FAX (016) 633-1144

Ribeirão Preto, 08 de dezembro de 2005

Ofício nº 3454/2005  
CEP/SPC

**Prezado Senhor:**

O trabalho intitulado **“ESTUDO DE VALIDAÇÃO DE INSTRUMENTOS DE RASTREAMENTO DE DEPRESSÃO E DE USO E ABUSO DE ÁLCOOL E TABACO”**, foi analisado pelo Comitê de Ética em Pesquisa, em sua 216ª Reunião Ordinária realizada em 05/12/2005, e enquadrado na categoria: **APROVADO, bem como o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido**, de acordo com o Processo HCRP nº 15402/2005.

Aproveito a oportunidade para apresentar a Vossa Senhoria protestos de estima e consideração.

*[Assinatura]*  
**PROF. DR. SÉRGIO PEREIRA DA CUNHA**  
Coordenador do Comitê de Ética em Pesquisa  
do HCFMRP-USP e da FMRP-USP

Ilustríssimo Senhor  
**JOSÉ ALEXANDRE DE SOUZA CRIPPA(Orientador)**  
**IZILDA CAROLINA DE MENEZES(Orientanda)**  
Dept. de Neurologia, Psiquiatria e Psicologia Médica  
Em mãos

## **Artigos Publicados Relacionados à Tese**

---

# Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): An updated systematic review of psychometric properties

Carolina de Meneses-Gaya, Antonio Waldo Zuardi, Sonia Regina Loureiro and José Alexandre S. Crippa

University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil and INCT Translational Medicine, Brazil

## Abstract

The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) is an instrument used to screen for alcohol-related problems. It has been increasingly used in many different countries in both the original English-language version and its many translated versions. Because of the need for screening instruments of faster administration, shortened versions of the AUDIT have also been developed. This study was aimed at expanding the work by Berner and colleagues (2007) in an attempt to answer some remaining questions as well as to identify and evaluate studies on the validation of modified versions of the AUDIT, which have not been previously analyzed. In order to do so, we identified indexed articles published between 2002 and 2009 related to the psychometric qualities of the AUDIT by matching the keywords: alcohol, Alcohol Use Disorders Identification Test, and AUDIT. We found 47 articles that evaluated the AUDIT in different countries and in diverse health and community contexts, involving adolescent, adult, and elderly samples. The studies confirmed the validity and efficiency of the AUDIT in the identification of harmful use, abuse, and dependence of alcohol, both in the original version and in modified ones. The possibility of using brief and efficient versions is of great value, since certain health contexts demand faster assessment. The results also showed that the reduced versions have satisfactory psychometric qualities, sometimes with sensitivity values higher than those of the AUDIT itself. The studies analyzed confirm the efficiency of the AUDIT both in its original, reduced, and language-adapted versions in different contexts and cultures. **Keywords:** alcohol, Alcohol Use Disorders Identification Test, AUDIT.

Received 4 November 2008; received in revised form 20 April 2009; accepted 22 June 2009. Available online 29 June 2009

## Introduction

Hazardous alcohol consumption is a major contributor to risky behaviors and adverse health outcomes; hence, the detection of Alcohol Use Disorders (AUD) constitutes a great challenge for public health planners across countries (Gómez, Conde, Santana, & Jorrín, 2005) and screening instruments for alcohol problems have recently become the subject of growing interest.

Screening instruments are highly valuable in that they provide accurate, reproducible, relevant measurements. In addition, their use offers better information records, especially in health care settings with high labor turnover.

These instruments also allow for comparisons between similar assessment results and minimize the influence of subjective factors on data collection and recording. Appropriate screening instruments are quick and easy to administer, score, and interpret, in addition to presenting significant reliability and validity coefficients regarding the research objectives.

The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) is a widely used instrument that was developed by the World Health Organization (WHO) for identifying risky or harmful alcohol consumption as well as alcohol dependence and abuse (Babor, La Fuente, Saunders, & Grant, 1992). The 10-item AUDIT includes questions to assess the amount and frequency of alcohol intake (items 1-3), alcohol dependence (questions 4-6) and problems related to alcohol consumption (items 7-10) (Shevlin & Smith, 2007). Scores range from 0 to 40, and the generally accepted cut-off point of the scale to identify potentially hazardous alcohol intake is 8. It is worthwhile highlighting that numerous studies have validated the AUDIT, and reached better sensitivity and specificity values with different cut-off points (Adewuya, 2005; Bradley et al., 2003; Dawson, Grant, & Stinson, 2005a; Dybek et al., 2006; Gache et al., 2005; Knight, Sherritt, Harris, Gates, & Chang, 2003; Pal, Jena, & Yadav,

Carolina de Meneses-Gaya, Antonio Waldo Zuardi, Sonia Regina Loureiro and José Alexandre S. Crippa, Department of Neuroscience and Behavior, Faculty of Medicine, University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil and INCT Translational Medicine, Brazil. Correspondence regarding this article should be directed to: José Alexandre S. Crippa Departamento de Neurociências e Ciências do Comportamento; Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto; Universidade de São Paulo Hospital das Clínicas - Terceiro Andar, Av. Bandeirantes, 3900 - Ribeirão Preto - São Paulo - Brasil - CEP - 14049-900. Phone/fax: (+55)-16-6022201 / (+55)-16-6350713. E-mail: jcrippa@fmrp.usp.br

2004; Pérola et al., 2005). Similarly, it has recently been observed that male and female patients require different cut-off scores (Reinert & Allen, 2002, 2007).

Although the AUDIT was originally designed as an instrument for use in primary care settings, several recent studies have validated it in other health care and community contexts (Lima et al., 2005). The AUDIT has been translated into several languages for use in various countries. Literature contains references to translations in Nigeria (Adewuya, 2005); India (Carey, Carey, & Chandra, 2003; Pal, Jena, & Yadav, 2004); Spain (Gómez et al., 2005; Pérola et al., 2005); Brazil (Lima et al., 2005), Switzerland (Bergman & Källmén 2002; Selin, 2003); China (Chen, Chen, & Cheng, 2004, 2005; Tsai, Tsai, Chen, & Liu, 2005); Germany (Bischof et al., 2005; Dybek et al., 2006; Neumann et al., 2009; Rumpf et al., 2003); Vietnam (Giang, Spak, Dzung, & Allebeck, 2005) and France (Gache et al., 2005). Nonetheless, only a small number of studies have addressed the validity, reliability and factorial structure of these non-English versions. This fact can compromise the comparability across studies.

In view of the need for screening instruments that are faster to apply, abbreviated versions of the AUDIT have been developed. This was possible thanks to the AUDIT's high internal consistency, which allowed shorter versions to be just as efficient as the full-scale version. The reduced versions known to date are the AUDIT-3 – the shortest of all, consisting solely of the third question of the AUDIT (Bradley et al., 2003; Gómez et al., 2005; Wu et al., 2008) -; AUDIT-C, consisting of the first three questions of the full-scale (Aertgeerts, Buntinx, Ansoms, & Fevery, 2002; Bradley et al., 2003; Dawson et al., 2005a; Gómez et al., 2005; Tsai et al., 2005; Bradley et al., 2007; Bischof et al., 2007; Frank et al., 2008); AUDIT QF, comprising the first two questions (Aalto, Tuunanen, Sillanaukee, & Seppä, 2006); AUDIT-PC, with questions one, two, four, five, and 10 (Aertgeerts et al., 2002; Gómez et al., 2005; Aalto et al., 2006; Wu et al., 2008); AUDIT 4, consisting of the first three questions plus question number 10 (Gual, Segura, Contel, Heather, & Colom, 2006; Wu et al., 2008); FAST, which includes questions three, five, eight, and 10 (Hodgson, Alwyn, John, Thom, & Smith, 2002), and the Five-Shot, which integrates three questions of the CAGE with two of the AUDIT (Aertgeerts et al., 2002; Aalto et al., 2006). Most validation studies on these versions focus mainly on the AUDIT-3 and AUDIT-C; with few studies having evaluated the AUDIT-PC, the Five-Shot and the FAST.

The present study aimed to identify, by means of searching in the indexed literature, studies on the psychometric properties of the AUDIT published over the last eight years, in order to analyze validity and reliability characteristics. Another objective was to expand the study by Berner and colleagues (2007) in an attempt to answer some remaining questions and to identify studies on the

translation and validation of modified non-English versions of the AUDIT, which have not been previously analyzed.

## Method

A systematic search of the literature published up to January 2009 was carried out using the following electronic databases: Medline; LILACS, PsycINFO, Science Citation Index Expanded, BIOSIS Previews, Cumulative Index to Nursing and Allied Health Literature (CINAHL), MEDION, Scopus, and SciELO. The following search terms were used: "alcohol", "Alcohol Use Disorders Identification Test", and "AUDIT".

In the first step, one reviewer assessed the title and abstract of all publications that were retrieved in electronic database searches using the inclusion and exclusion criteria. We included articles published in English, Spanish and Portuguese and in which the psychometric properties of the AUDIT and its abbreviated versions were evaluated. Studies dealing with the clinical and epidemiological aspects of alcohol problems were excluded, as well as studies on the therapeutic efficacy to treat dependence and articles published before 2002. The original articles obtained through this search were then reviewed for additional references.

The searches retrieved 807 potentially relevant publications; 760 publications were excluded and 47 studies were analyzed. Table 1 lists the sociodemographic variables of the studies analyzed in this review.

## Results

### *Characteristics of the AUDIT in specific groups*

The AUDIT was originally developed to be used with adult populations. However, AUDIT validation studies have also been performed in samples composed of adolescents and university students (Reinert & Allen, 2002).

Over the last years, two studies that validated and compared the AUDIT to other screening instruments, in adolescents and in different contexts, were identified. One of these studies compares the ability of the AUDIT to identify AUD with the Substance Abuse Screening Test among Adolescent Clinic Patients (CRAFFT) and the CAGE, in a sample of adolescent patients from a Sexually Transmitted Diseases Clinic (Cook, Chung, Kelly, & Clark, 2005). The study evaluated these tests' performance in terms of age, gender and ethnicity, which has been little explored. The authors did not observe any significant differences regarding gender, but they did find a significant difference for ethnicity ( $p < .01$ ), with the prevalence of AUD being higher among white individuals as compared to black populations. No significant differences were found in the other instruments in relation to this variable. At a cut-off point of nine, the AUDIT yielded sensitivity of .76 and specificity of .79. The AUDIT had the best results, with an area under the

**Table 1.** Sociodemographic characteristics of studies evaluating the psychometric qualities of the AUDIT and its abbreviated versions

AUTHORS	COUNTRY	SUBJECTS	NUMBER (N)	GENDER (M% - F%)	AGE
Aertgeerts et al., 2002	Belgium	General hospital patients	233	100-0	62*
Gual et al., 2002	Spain	Primary health care patients	255	50-50	43*
Hodgson et al., 2002	United Kingdom	Emergency department patients	766	53-47	—
Rumpf et al., 2002	Germany	General population	3,551	51-49	41
Bradley et al., 2003	USA	Female Veterans Affairs patients	393	0-100	46*
Carey et al., 2003	India	Psychiatric patients	1,349	70-30	>18
Hodgson et al., 2003	United Kingdom	Emergency department patients	2,185	—	16-75
Knight et al., 2003	USA	Acute medical clinic patients	538	32-68	14-18
Matano et al., 2003	USA	Highly educated employees	228	24-76	40.5
Philpot et al., 2003	United Kingdom	Elderly psychiatric patients	128	36-64	77*
Selin, 2003	Switzerland	General population	457	48-52	16-80
Cook et al., 2004	USA	STD Clinic patients	358	55-45	15-24
Kokotailo et al., 2004	USA	University students	302	39-61	18-23
Pal et al., 2004	India	Patients of a dependence unit	297	99-1	38*
Adewuya, 2005	Nigéria	University students	810	73-27	22*
Bischof et al., 2005	Germany	General practices patients	8,237	—	18-64
Chen et al., 2005	China	General hospital patients	422	64-36	18-65
Cherpitel et al., 2005	Poland	Emergency service patients	1,492	58-42	>18
Dawson et al., 2005b	USA	General population	43,093	—	>18
Dawson et al., 2005a	USA	Psychiatric patients	10,380	—	>18
Dolman et al., 2005b	United Kingdom	Acute medical clinic patients	874	49-51	>16
Gache et al., 2005	France	General patients and population	1,207	48-52	43*
Giang et al., 2005	Vietnam	Rural population	518	42-52	18-60
Gómez et al., 2005	Spain	Primary health care patients	500	44-56	44*
Lima et al., 2005	Brazil	General patients	166	41-69	18-60
Pérula et al., 2005	Spain	Primary health patients	414	0-100	18-75

Tsai, 2005	China	Gastroenterology patients	112	70-30	50*
Dewost et al., 2006	France	General practitioners patients	564	39-61	>18
Dybek et al., 2006	Germany	General population	10,803	44-66	18-65
Gómez et al., 2006	Spain	Primary health care patients	602	—	>65
Aalto et al., 2006	Finland	Middle-aged women	894	0-100	>40
Seale et al., 2006	USA	Primary care patients	625	—	—
Bradley et al., 2007	USA	Veterans Affairs outpatients	1,319	30-70	46-42*
Bischof et al., 2007	Germany	General population	7,112	—	18-65*
Doyle et al., 2007	USA	General patients	3,048	73-27	—
Rodríguez-Martos et al., 2007	Spain	Emergency department patients	120	78-22	31*
Shevlin et al., 2007	United Kingdom	General patients	7,849	46-54	16-74
Tuunanan et al., 2007	Finland	Binge drinking middle-aged men	555	100-0	>45
Cassidy et al., 2008	Canada	Psychiatric patients	88	69-31	14-30
Frank et al., 2008	USA	Racial/ethnic subgroups	1,292	30-70	43*
Kim et al., 2008	USA	Korean Americans	118	100-0	—
Silva et al., 2008	Sri Lanka	Hazardous drinkers	150	100-0	41*
Von-der- Pahlen et al., 2008	Finland	General population	9,131	34-66	26*
Wu et al., 2008	Taiwan	General patients	404	60-40	42*
Caviness et al., 2009	Island	Incarcerated women	2,079	0-100	—
Neumann et al., 2009	Germany	Emergency department patients	1,233	64-36	33*
Rist et al., 2009	Germany	Patients of general practitioners	6,259	—	—

Number, number of the sample; Gender (M% - F%), percentage of the sample male and female; Age (years) age of the subjects; \*, average age.

receiver operating characteristic curve (AUC) of .84, followed by the CRAFFT (.79) and the CAGE (.70).

Different results were found in the study comparing the AUDIT with the Problem Oriented Screening Instrument for Teenagers (POSIT), the CAGE, and the CRAFFT in a sample of adolescents aged 14 to 18 arriving for routine healthcare at a large, hospital-based adolescent clinic. In the study, the AUDIT appeared to be almost insensitive at a cut-off point above eight; authors consider two as the cut-off point for problematic use, and three or more for misuse and dependence.

Because these cut-off points are much lower than those usually used, these differences were associated with age differences in the sample (14 to 18), context, or AUD prevalence (8%). Although sensitivity does not typically vary with the prevalence of the disorder, some studies revealed that large differences in frequency may clarify some of the differences found in the screening instruments (Knight et al., 2003).

Both studies recommend the use of the AUDIT, but raise objections in terms of administration time and the fact that it does not screen for other drugs, which are

usually associated with alcohol consumption. Taking these factors into consideration, the authors indicated the CRAFT as the best screening instrument, due to its faster administration, high sensitivity and specificity, and to the fact that it screens for other drugs in addition to alcohol. The CAGE was not considered appropriate for this group, since it yielded low sensitivity.

Some studies that investigated the validation of the AUDIT in samples of university students identified that lower sensitivity and specificity values are obtained when the traditional cut-off point is used.

In this review, two studies on the validation of the AUDIT in university students were found. The first study compared the AUDIT with the Alcohol Timeline Followback (TLFB), which measures the amount and frequency of alcohol consumption in the previous 28 days, according to DSM-III-R criteria. The AUDIT showed greater capability to detect hazardous alcohol use in the past 28 days, with an AUC of .87. Internal consistency (Chronbach's alpha) was .81. The study found a cut-off point of six or more to identify AUD (Kokotailo et al., 2004). The second study, performed in Nigeria, confirmed the AUDIT as a valid screening instrument for alcohol-related problems among university students (Adewuya, 2005). The authors recommend a cut-off point of five to screen for hazardous use and a cut-off point above seven for misuse and dependence. The area under the receiver operating characteristic curve was above .93.

The AUDIT revealed high performance in these studies, confirming its validity as an AUD screening instrument among university students. We did not locate any studies that evaluated the psychometric properties of the instrument with a cut-off point of eight. Hence, according to the values found in previous studies, results establish a cut-off point of five or six as the most appropriate.

Several studies prove the significant increase in alcohol-related problems among the elderly, which are frequently neglected in health care units (Philpot et al., 2003). Thus, the need for new AUDIT evaluation research in this group is highlighted, due to the low sensitivity values obtained and the need to verify a more suitable cut-off point, since alcohol tolerance tends to be reduced in older individuals (Reinert & Allen, 2007).

Only one study on the validation of the AUDIT in elderly patients was identified. The study was conducted with a sample of psychiatric patients, and aimed to evaluate and compare the performances of the AUDIT, AUDIT-5, and CAGE. The patients' clinical data were used as diagnostic criteria to evaluate alcohol consumption (Philpot et al., 2003). The area under the curve was .96 for the AUDIT; 0.96 for the AUDIT-5; and .78 for the CAGE. The AUDIT-5 had the best performance, with sensitivity of .75; specificity of .97, and positive predictive value of .83 for a cut-off point of four/five. The AUDIT showed sensitivity of .67; specificity of .96; and positive predictive value of .75 for the cut-off point

of seven/eight. The CAGE, however, appeared to be inefficient for the screening of AUD in elderly patients that seek psychiatric health care. It must be highlighted that the tests were more specific and less sensitive, and that the abbreviated version (AUDIT-5) showed better performance than the AUDIT. Nonetheless, these data require further investigation, since there is a need for new research with elderly populations.

It is known that AUD are highly comorbid with other types of psychopathology, thus, practitioners need to be able to identify hazardous drinking as well as alcohol abuse and dependence in psychiatric patients. Cassidy, Schmitz, and Malla (2008) assessed the validity and reliability of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) and the Drug Abuse Screening Test (DAST) for detecting alcohol and drug use disorders, respectively, in a population with first-episode psychosis (FEP). The DAST and AUDIT can reliably identify FEP patients with substance abuse, the AUDIT with cut-off score of 10 had a sensitivity value of 0.85; specificity of .91 and an AUC of .86.

Health care professionals seem to be less likely to identify women with alcohol problems. One of the explanations found for this fact is that alcohol disorders are less prevalent among women, although this prevalence has increased (Bradley et al., 2003).

Studies point out the need for different cut-off points for men and women, since sensitivity is reduced when the standard AUDIT cut-off point is used for females. Thus, a lower cut-off point (five or six) may be more appropriate for women (Reinert & Allen, 2002, 2007).

In this sense, the validity of the AUDIT and the most adequate cut-off point were assessed in a significant sample of female patients (Pérula et al., 2005). The highest sensitivity and specificity values were found for the cut-off point of six, according to DSM-IV and ICD-10 criteria. Internal consistency was 0.93 (Chronbach's alpha). The psychometric properties of the AUDIT confirm its efficiency in screening for alcohol-related problems in women.

Another study involving exclusively women evaluated and compared the performance of the AUDIT with that of the AUDIT-3 and AUDIT-C. The authors also analyzed modified versions of the tests, in which item three was changed (amount of drinks was changed to four or five on one occasion) (Bradley et al., 2003). The recommended cut-off point for the AUDIT was lower than that found in previous studies. The AUDIT-C proved more efficient than the AUDIT, and the modified versions showed better results than their original counterparts.

A study involving 894 middle-aged women (> 40 years) investigated the performance of the AUDIT, AUDIT-C, AUDIT-PC, AUDIT-QF, and of the Five-Shot (Aalto et al., 2006). In this report, the reduced versions once again proved to be as efficient as the full AUDIT.

The aforementioned data are evidence that further research is needed to verify differences in terms of age, gender and ethnicity, with the aim of establishing appropriate cut-off points for these groups.

#### *Comparability of the AUDIT with other alcohol screening methods*

It is known that patients admitted to general hospitals with acute diseases often report alcohol consumption. For alcohol-dependent individuals, hospitalization means a period of forced abstinence, many times causing clinical withdrawal symptoms (Dolman & Hawkes, 2005). Furthermore, it is worth mentioning that these symptoms can jeopardize treatment and cause additional harm to patients' health. Hence, early detection of alcohol use is essential for appropriate intervention before the onset of further complications.

Three studies have evaluated the ability of the AUDIT and biomarkers to jointly detect problems related to alcohol consumption. The first investigated the capability of the AUDIT and four other traditional biomarkers: Glutamyltransferase (GGT), Alanine Aminotransferase (ALT), Aspartate Aminotransferase (AST), and Mean Corpuscular Volume (MCV) in identifying patients at risk for alcohol abstinence symptoms. In the study, patients who scored eight or more on the AUDIT were monitored and treated. Of the 98 patients screened with the AUDIT, 17 experienced significant alcohol withdrawal symptoms, whereas none of the patients with scores lower than eight presented abstinence symptoms. It must be emphasized that at the cut-off point of 13, sensitivity was not reduced and the positive predictive value increased significantly. When combined, the biomarkers increased the positive predictive values even more, and improved screening for patients at risk for abstinence symptoms. The combination of AST and GGT biomarkers yielded the best results (Dolman & Hawkes, 2005).

These results differ from those by Neumann et al. (2009), who also evaluated whether the accuracy of screening is enhanced by combined use of the AUDIT and biomarkers of alcohol use. In this study, the biomarkers (GGT, MVC, % CDT) showed low sensitivity ( $< 0.43$ ), whereas the sensitivity for the AUDIT was .76 for males and .81 for females. The addition of biomarkers added little discriminatory information compared to the use of the AUDIT alone. Aertgeerts et al. (2002), evaluated laboratory tests (GGT, MVC, ASAT, ALAT) along with the CAGE, the AUDIT, and the abbreviated versions of the latter (AUDIT-C, AUDIT-PC, and Five-Shot) in a sample of male patients. The authors considered the laboratory tests insufficient for the screening of AUD, with sensitivity between .1 and .52. In this study, at the cut-off point of eight, the AUDIT showed a low sensitivity (65.5%), despite having been efficient at cut-off points higher than five. Among the abbreviated versions, only the Five-Shot had reasonable diagnostic parameters to

be recommended as a screening instrument (Aertgeerts et al., 2002). These differences suggest the importance of performing new studies combining the AUDIT with biomarkers to detect AUD.

It is worth emphasizing that many studies reported that abbreviated versions of the AUDIT yielded results that were similar or even superior to those of the full-scale version and other screening instruments. These results were observed in a study performed in Poland, which analyzed and compared the performance of the Rapid Alcohol Problems Screen (RAPS4), the CAGE, and the AUDIT to identify alcohol dependence, misuse, and harmful use in a sample of emergency room patients (Cherpitel, Ye, Moskalewicz, & Swiatkiewicz, 2005). In comparison with the CAGE, the sensitivity of the RAPS4 and the AUDIT was significantly higher, but specificity was lower for men. A small difference was observed between the sensitivity of the RAPS4 and the AUDIT when applied among men. However, the RAPS4-QF showed significantly higher sensitivity among women. On the other hand, at the cut-off point of three, the performance of the AUDIT among women was similar to that of the RAPS4-QF. Including questions about quantity and frequency in the RAPS4 yielded a significant increase in the area under the curve, although specificity was significantly affected among men. These data also suggest that the instruments perform differently according to gender.

Another validation study performed in India compared the AUDIT with the Short Michigan Alcoholism Screening Test (SMAST). Both tests presented good psychometric properties, and the AUDIT had a very high internal consistency (Chronbach's alpha of 0.92). The AUDIT cut-off points for hazardous use and dependence had higher values than those traditionally established, i.e. 16 and 24, respectively (Pal et al., 2004).

Table 2 lists the main psychometric properties of the AUDIT, its abbreviated versions and other screening instruments in the reviewed studies.

#### *Reliability of the AUDIT*

Several studies have evaluated the test-retest reliability of the AUDIT. However, comparability of the results is usually compromised, since the studies use different intervals. Nonetheless, three studies that evaluate test-retest reliability with the same interval (one month) have been identified. In the first study, Selin et al. (2003), verified that the correlation between the responses in the first and second application was somewhere between 0.6 and 0.8; in other words, between good and excellent, except for item nine ("Have you or someone else been injured as a result of your drinking?"), with a correlation of .29. Total score test-retest reliability was .84. Evaluations regarding gender, age, and consumption levels showed a correlation of

**Table 2.** Sensitivity, specificity, positive predictive value, negative predictive value, and area under the curve for studies on the AUDIT and its abbreviated versions

Study	Diagnostic measure	Test	Categories of use	Cutoff	Se	Sp	PPV	NPV	AUC
Aertgeerts et al., 2002	CIDI (DSM-IV)	AUDIT		5	.83	.85	.44	.97	.86
		AUDIT		8	.66	.96	.68	.95	.86
		AUDIT-C		5	.69	.87	.42	.96	.84
		AUDIT-PC		5	.69	.91	.53	.95	.86
		FIVE SHOT		2.5	.79	.88	.48	.97	.86
Gual et al., 2002	clinician's diagnosis (280g/week for men 168 g/week for women)	AUDIT-3 (M)		5	.92	.74	.72	.82	.91
		AUDIT-4 (M)		7	.83	.89	.85	.87	.92
		AUDIT (M)		7	.87	.81	.77	.83	.92
		AUDIT-3 (F)		4	.91	.68	.21	.70	.96
		AUDIT-4 (F)		5	.73	.96	.61	.94	.94
		AUDIT(F)		5	.73	.96	.61	.94	.87
Hodgson et al., 2002	AUDIT	FAST		>1	.94	.89	—	—	—
Rumpf et al., 2002	drinking (280 g men, 168 g women)	AUDIT-C	Risk drinking	5	.74	.83	.18	.98	.87
			Current misuse	4	.83	.62	—	—	.79
			Dependence	4	.88	.81	.06	1	.93
			Any criteria	5	.74	.85	.30	.97	.88
Bradley et al., 2003	AUDADIS (DSM-IV)	AUDIT C		2	.81	.86	.6	.22	.91
			AUDIT C (modified)	2	.84	.85	.6	.18	.92
			AUDIT 3	1	.45	.96	.11	.57	.71
			AUDIT 3 (modified)	1	.69	.94	.11	.34	.81
			AUDIT	2	.87	.71	.3	.19	.87
			AUDIT (modified)	2	.89	.71	.3	.16	.89
Hodgson et al., 2003	AUDIT	FAST		>1	.93	.88	—	—	—
Knight et al., 2003	DSM-IV	AUDIT		2	.88	.81	—	—	.92
Matano et al., 2003	5 drinks / occasion for men, 4 for women	AUDIT-3	Binge drinking	1	.73	.93	—	—	—
Philpot et al., 2003	> 21/14 units per week	AUDIT	> 21/14 units per week	40032	.69	.96	.73	—	.96
	> 42/28 units per week	AUDIT-5		39937	.80	.95	.67	—	.96

		AUDIT	> 42/28 units per week	40032	.78	.92	.44	—	.96
		AUDIT-5		39937	.78	.91	.39	—	.96
Selin, 2003	Consumes and frequencies	AUDIT		8	.70	.96	—	—	—
Cook et al., 2004	SCID (DSM-IV)	AUDIT		9	.76	.79	.64	.87	.84
Kokotailo et al., 2004	CIDI (ICD-10)	AUDIT	28-day	6	.91	.6	—	—	.87
			Past-year	6	.78	.57	—	—	.79
			Lifetime	6	.71	.61	—	—	.78
Pal et al., 2004	CIDI (ICD-10)	AUDIT	Harmful use	16	.85	.89	—	—	.88
			Dependence	24	.81	.86	—	—	.88
		SMAST	Harmful use	6	.86	.88	—	—	.87
			Dependence	10	.75	.88	—	—	.87
Adewuya, 2005	CIDI (ICD-10)	AUDIT	Hazardous use	5	.94	.92	.89	.95	.93
			Harmful use	7	.90	.86	.47	.98	.95
			Dependence	9	1	.94	.20	1	.99
Chen et al., 2005	SCAN (DSM-IV)	AUDIT		8	.97	.90	.66	.99	.98
Cherpitel et al., 2005	CIDI (ICD-10)	AUDIT (M)		8	.71	.86	—	—	.88
		AUDIT (F)		8	.56	.97	—	—	.94
Dawson et al., 2005a	AUDADIS-IV (DSM-IV) (psychiatric patients)	AUDIT - C	Dependence	5	.80	.83	—	—	.89
		(mood disorder)	Any AUD	4	.81	.76	—	—	.86
			AUD or risk drinking	4	.83	.89	—	—	.94
		AUDIT - C	Dependence	5	.80	.83	—	—	.89
		(anxiety disorder)	Any AUD	4	.83	.77	—	—	.88
			AUD or risk drinking	4	.84	.91	—	—	.95
		AUDIT - C	Dependence	5	.85	.80	—	—	.89
		(personality disorder)	Any AUD	5	.75	.84	—	—	.87
			AUD or risk drinking	4	.86	.88	—	—	.95
Dawson et al., 2005b	AUDADIS-IV (DSM-IV): (general population)	AUDIT - C (M)	Dependence	6	.82	.80	—	—	—
			Any AUD	5	.77	.77	—	—	—
			Risk drinking	5	.91	.95	—	—	—
		AUDIT – C (F)	Dependence	4	.85	.81	—	—	—

			Any AUD	4	.74	.83	—	—	—
			Risk drinking	3	.96	.70	—	—	—
Dolman et al., 2005	CIWA-Ar	AUDIT		8	1	.91	.17	1	—
Gache et al., 2005	SCID (DSM-IV)	AUDIT	Drinking problem (F)	6	.81	.94	.64	.72	—
	>14 units/week – (F)		Drinking problem (M)	7	.84	.80	.55	.83	—
	>21 units/week – (M)		Dependence (F)	13	.95	.98	1	1	—
			Dependence (M)	13	.70	.95	.86	.95	—
Giang et al., 2005	CIDI (ICD-10)	AUDIT	Alcohol abuse (ICD-10)	7 or 8	.82	.76	—	—	.85
	CIDI (DSM-IV)		Dependence (ICD-10)	7 or 8	.94	.87	—	—	.84
			Alcohol abuse (DSM-IV)	7 or 8	.63	.70	—	—	.82
			Dependence (DSM-IV)	7 or 8	.88	.77	—	—	.85
Gómez et al., 2005	280g per week for men	AUDIT		8	.81	.95	.67	.97	.97
	168g per week for women	AUDIT-3		1	.83	.91	.55	.98	.89
			AUDIT-C	3	1	.79	.39	1	.97
			AUDIT-PC	5	.98	.91	.59	1	.97
			m-FAST	3	.80	.94	.63	.97	.93
Lima et al., 2005	CIDI (ICD-10)	AUDIT		40032	1	.76	—	—	.94
Pérula et al., 2005	SCAN (ICD-10)	AUDIT(DSM-IV)		6	.89	.95	.70	.99	—
	SCAN (DSM-IV)	AUDIT(ICD-10)		6	.90	.95	.71	.99	—
Tsai, 2005	ICD-10	AUDIT	Harmful use	8	.96	.85	.85	.96	.93
		AUDIT-C		3	.98	.73	.76	.98	.92
		AUDIT	Dependence	11	.94	.63	.31	.98	.84
		AUDIT-C		5	.94	.58	.29	.98	.86
Aalto et al., 2006	140g per week	AUDIT		6	.87	.88	.32	.99	.94
		AUDIT-C		5	.84	.88	.31	1	.94
		FIVE SHOT		2	.93	.83	.27	.99	.92
		AUDIT-PC		4	.93	.87	.33	1	.93
		AUDIT-3		2	.64	.92	.34	.98	.87
		AUDIT-QF		4	.87	.90	.37	.99	.94
		CAGE		1	.58	.79	.15	1	.70

Dewostet al., 2006	DSM-IV	AUDIT (M)	Heavy drinking	6	.77	.84	.53	.94	____
		FACE (M)		4	.88	.74	.43	.98	____
		AUDIT (F)		5	.63	.95	.56	.96	____
		FACE (F)		3	.84	.84	.36	.98	____
		AUDIT	Abuse or dependence	12	.69	.98	.71	.98	____
		FACE		8	.75	.96	.55	.98	____
Gómez et al., 2006	280 g/week for men	AUDIT	>65 years	8	.67	.95	.60	.96	____
	168 g/week for women	AUDIT-C		3	1	.81	.35	1	____
		AUDIT	<65 years	8	.84	.95	.68	.98	____
		AUDIT-C		3	1	.79	.39	1	____
Seale et al., 2006		AUDIT-C	Dependence	5	.94	.58	.29	.98	____
			At risk drinking	4	.85	.77	.56	.94	____
			Current AUD	5	.61	.89	.61	.89	____
			AUD or risk drinking	4	.76	.80	____	____	____
Bradley et al., 2007	DSM-IV	AUDIT-C (M)		4	.86	.89	.79	.93	.94
		AUDIT-C (F)		3	.73	.91	.65	.93	.90
Rodríguez et al., 2007	AUDIT	AUDIT-C (M)		5	.76	.73	.66	.82	____
		AUDIT-C (F)		4	1	.95	.83	.52	____
Silva et al., 2007	CIDI	AUDIT	AUD	7	.94	.90	.96	____	.96
			Low risk drinking	16	.97	.75	.72	____	.97
Tuunanan et al., 2007	280 g /week or 6 drinks/occasion	AUDIT		7	.76	.74	.76	.75	.82
		AUDIT-C		6	.75	.75	.77	.75	.83
Cassidy et al., 2008	SCID	AUDIT	AUD	10	.85	.91	.65	.97	.86
Wu et al., 2008	SCAN	AUDIT	Hazardous drinkers	7	.90	.93	.82	.97	.97
		AUDIT-C		4	.90	.92	.79	.97	.96
		AUDIT-4		6	.90	.91	.76	.96	.96
		AUDIT-3		1	.88	.87	.69	.96	.91

Se, Sensitivity; Sp, Specificity; PPV, Positive Predictive Value; NPV, Negative Predictive Value; AUC, Area Under the Curve; AUD, Alcohol Use Disorder; (M), Masculine sample; (F), Feminine sample; m-FAST, modified-Fast Alcohol Screening; ICD-10, International Classification of Diseases-Tenth Edition; DSM-IV, Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-Fourth Edition; CIDI, Composite International Diagnostic Interview; M-CIDI Munich-Composite International Diagnostic Interview; CIWA-Ar, Clinical Institute Withdrawal Assessment of Alcohol Scale-Revised; AUDADIS, Alcohol Use Disorder and Associated Disabilities Interview Schedule; AUDADIS-IV, Alcohol Use Disorder and Associated Disabilities Interview Schedule-Fourth Edition; SCAN, Schedule for Clinical Assessments in Neuropsychiatry.

.80, except among low consumers, who presented a correlation of .5. Kim, Gulick, Nam, and Kim (2008), in their study with Korean Americans, found a similar correlation coefficient for the full AUDIT, of .85.

Another research measured the test-retest reliability of the AUDIT (with a 30-day interval) in a sample of 99 patients. The authors also evaluated the test validity in 10,803 subjects and obtained excellent sensitivity and specificity at the cut-off point of five or higher. Once again, item nine yielded the lowest correlation (.39), and item 10 the highest (.98), with a total score correlation of .95. At the cut-off point of eight or higher, 87.5% of subjects screened in the first test were also classified as positive in the retest, and 98.9% of those who scored below eight in the first test were equally evaluated as negative in the second administration. With a five-point score, 88.9% of the values were correct for positive classifications, and 95.1% for the negative evaluation. These results indicate high reliability at both cut-off points used in this study (Dybek et al., 2006).

Ten studies that evaluated the internal consistency of the AUDIT were identified. In these studies, the mean value of Chronbach's alpha was .80, indicating high internal consistency.

Although the AUDIT was designed to be applied by raters and not as a self-evaluation instrument, no studies on inter-rater reliability were found.

#### *Construct Validity*

The factor structure of the AUDIT was examined in several studies. Although some studies regarded the instrument as having a single dimension, there has been greater research support for a two-factor model.

The one-dimensional structure of the questionnaire was supported by Carey et al. (2003) in an investigation of the factor structure of the AUDIT using exploratory and confirmatory factor analysis, in a sample of psychiatric patients in India ( $n = 671$ ). Out of these patients, 27% were diagnosed with AUD according to ICD-10 criteria. In this study the AUDIT showed a high internal consistency (alpha of 0.94).

Seven studies examined the factor structure of the AUDIT using principal components as well as exploratory and confirmatory factor analysis, and revealed that a two-factor solution is preferable - a consumption factor (items 1–3) and an adverse consequences of drinking factor (items 4–10) (Bergman et al., 2002; Carey et al., 2003; Doyle, Donovan, & Kivlahan, 2007; Lima et al., 2005; Rist, Glockner-Rist, & Demmel, 2009; Shevlin et al., 2007; Von-der-Pahlen et al., 2008).

It is known that the factor analysis of the AUDIT yields different results depending on the sample involved. In populations with a high prevalence of alcohol dependence, the factor analysis usually results in a single factor. On the other hand, in samples with a low prevalence of AUD,

two factors are identified: one regarding consumption, and the other concerning problems and consequences of alcohol use (Lima et al., 2005).

#### *Abbreviated versions of the AUDIT*

Over the last years, several studies have been published on the validation of abbreviated versions of the AUDIT in different contexts and groups. These versions are of great value, since they allow for faster screening of AUD, particularly in busy medical settings.

The AUDIT-C was evaluated in a significant sample ( $n = 43,093$ ) in the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions (NESARC). This abbreviated version yielded better results for screening dependence in women; whereas screening was more efficient for hazardous use in the male sample (table 2). The authors reported that different cut-off points for men (five or higher for hazardous drinking) and women (three or higher) improve the test's efficiency. The AUDIT-C showed high sensitivity and specificity in screening for alcohol-related problems (Dawson et al., 2005b).

Another research was performed in this same group, evaluating the performance of the AUDIT-C in psychiatric patients ( $n = 10,380$ ) divided into groups with mood, anxiety, and personality disorders (Dawson et al., 2005a). No significant differences in performance were found in relation to the three groups. The AUDIT-C also revealed appropriate psychometric properties. Hence, it was also indicated for use in patients with psychiatric disorders. It must be taken into consideration that the AUDIT-C was integrated into a larger sequence of questions relating to alcohol consumption included in the NESARC. This sequence may affect the performance of the AUDIT-C compared to its use as a stand-alone instrument.

The AUDIT-C with a cut-off score of three, showed sensitivity and specificity of .90 and 91.5% of participants were correctly classified using the AUDIT full as a comparative measure in a sample of female detainees (Caviness & Hatgis, 2009). The effectiveness of the AUDIT-C as a screening test for alcohol was also evaluated among primary care patients from the predominant racial/ethnic subgroups (White, African American, and Hispanic). The AUDIT-C was excellent in all three groups as reflected by high AUCs (.85 in all groups). At the recommended cut-off points (three) there were significant differences in the AUDIT-C's sensitivity with values between .67 - .95 (Frank et al., 2008).

The FAST, another abbreviated version, was evaluated using the AUDIT as the gold standard. The objective of this study was two-fold. The first objective was to analyze the possibility of using each question of the AUDIT as a sequential filter. The second was to examine if one question could rapidly screen for a large percentage of the group. The authors observed that item three identified 66% of the patients as having alcohol problems and items five, eight, and 10 completed the screening process.

The combination of these questions yielded sensitivity of 91% and specificity of 93% for AUD. These results demonstrated the efficiency of the FAST in screening for subjects with alcohol-related problems in a quick and objective way (Hodgson et al., 2002).

The same authors (Hodgson et al., 2003) performed another study on the FAST, which investigated the sensitivity and specificity of the instrument in terms of age and gender. Moreover, they compared the performance of the FAST with two other abbreviated tests: the Paddington Alcohol Test (PAT) and the CAGE. The FAST showed better results than the other two. Once more, the CAGE proved to have poor sensitivity.

Another study evaluated the psychometric properties of the abbreviated versions AUDIT-3, AUDIT-C, AUDIT-PC, and m-FAST (modified FAST) against the AUDIT. The authors verified that all the abbreviated versions, except for the m-FAST, presented significantly higher sensitivity than that of the AUDIT itself. Nonetheless, the abbreviated versions showed lower specificity compared to the AUDIT, with this difference being non-significant only for the m-FAST. The highest internal consistency was obtained with the AUDIT-C (alpha of .84), followed by the AUDIT (alpha of .81), AUDIT-PC (.72), and m-FAST (0.63). It is worth mentioning that the subjects responded to a single test that grouped all versions, and, therefore, reproducibility in stand-alone administrations of the versions is not possible (Gómez et al., 2005).

Two screening instruments were developed by gathering the two first questions of the AUDIT and some others from different instruments. One of these instruments, the Five-Shot, integrates three items of the CAGE with those two of the AUDIT (Aalto et al., 2006; Aertgeerts et al., 2002). The Fast Alcohol Consumption Evaluation (FACE), validated in France, groups the two questions of the AUDIT, two of the CAGE, and one of the TWEAK (Tolerance, Worry, Eye-opener, Amnesia, Cut-down) (Dewost, Michaud, Arfaoui, Gache, & Lancrenon, 2006). In these studies the instruments proved as efficient as the AUDIT in the detection of AUD.

The results found in these studies show that abbreviated versions have satisfactory psychometric properties. Moreover, they sometimes have higher sensitivity than the AUDIT itself. Table 3 lists all of these brief AUDIT versions.

#### *Psychometric properties of non-English versions*

Over the years, the AUDIT has been widely used in various countries, in the original English version as well as in foreign language versions. Yet, some studies have reported that the latter presented unsatisfactory results, which indicated the need for new investigations (Reinert & Allen, 2002, 2007).

In China, a study was performed on the adaptation and validation of the AUDIT and the AUDIT-C. Both tests presented satisfactory psychometric qualities in screening

**Table 3.** Abbreviated versions of the AUDIT

Version	Questions		
AUDIT-3	3		
AUDIT-C	1	2	3
AUDIT QF	1	2	
AUDIT-PC	1	2	4
AUDIT 4	1	2	3
FAST	3	5	8
FIVE-SHOT*	1	2	

\* Includes questions 2, 3 e 4 of CAGE

for dependence and harmful alcohol use, with internal consistency of 0.86 for the AUDIT and .91 for the AUDIT-C. Men showed higher scores in both the AUDIT and the AUDIT-C, which gave evidence of a higher probability of diagnosing alcohol problems (Tsai et al., 2005).

The French version of the AUDIT was validated by Gache et al. (2005) with a sample of patients from a primary health care unit. In this study, the AUDIT proved more efficient in detecting alcohol misuse and dependence, compared to the MAST and the CAGE. The AUDIT also showed high internal consistency (Chronbach's alpha of .87) and most questions showed a correlation coefficient of 0.6. In the screening for dependence, with a cut-off point of 13 or higher, it also showed higher sensitivity in the female sample. Thus, by establishing different cut-off points, higher sensitivity was obtained for both male and female samples. Due to its satisfactory results, the French version of the AUDIT was indicated as an appropriate screening instrument for individuals with AUD (Gache et al., 2005).

The AUDIT was also validated in a rural community in North Vietnam, with a sample composed exclusively of male subjects. In the screening process for AUD, following ICD-10 and DSM-IV criteria, and at the cut-off point of seven/eight, the authors identified different sensitivity and specificity values, in that the AUDIT presented better results in the process of screening for dependence than for alcohol misuse (Giang et al., 2005).

Finally, it is worth highlighting that all these studies confirm the efficiency of the AUDIT in screening for alcohol dependence, misuse, and harmful use, both in its original version and in its validated new versions.

Tables 2 and 3 list the psychometric properties of these versions as well as of versions from Nigeria (Adewuya, 2005), Germany (Bischof et al., 2005; Dybek et al., 2006), Belgium (Aertgeerts et al., 2002),

India (Carey et al., 2003; Pal et al., 2004), Spain (Gómez et al., 2005; Pérola et al., 2005), Brazil (Lima et al., 2005), and Switzerland (Selin, 2003).

#### *Forms of administration and evaluation of the AUDIT*

It is known that the sequence of questions in a questionnaire may affect the results, since the first items could influence the responses to the subsequent questions. Such effects may be classified as assimilation effects or contrast effects. Assimilation effects occur when preceding questions influence the answers to postponed questions in the same direction, while contrast effects occur when postponed questions are influenced in the opposite direction (Bischof et al., 2005). Thus, introductory questions can modify the sensitivity of a screening questionnaire. This is especially true for the AUDIT, since it is an instrument that evaluates alcohol use.

Therefore, this study aimed to verify if the three first questions in the AUDIT inhibited positive responses to posterior questions, thus reducing its sensitivity (Bischof et al., 2005). Therefore, two different versions of the instrument were administered: the original version (AUDIT-1) and a modified version, in which the first three questions - concerning frequency and amount of alcohol use - were placed at the end of the form (AUDIT-2). Bischof et al., (2005) verified that both versions presented satisfactory internal consistency (Chronbach's alpha of 0.81), suggesting that the order of questions in the AUDIT does not influence the results.

However, the results revealed a small but significant effect in relation to context. The AUDIT-1 yielded higher scores in questions concerning consumption, whereas the AUDIT-2 showed higher values in questions focusing on alcohol dependence or misuse. Nonetheless, the total score of the instrument was not affected by the order of the questions (Bischof et al., 2005).

A two-phase study on the validation of the AUDIT used, for the first time, the Stratum-Specific Likelihood Ratios Analysis (SSLR) and the conventional ROC Analysis. The AUDIT presented excellent discriminatory validity with both methods (AUC of .98). For the SSLR analysis, the total score of responses to the AUDIT was divided in three: (i) zero to seven; (ii) eight to 13; (iii) equal to or above 14. Patients who scored zero to seven presented SSLR significantly below 0.1; which indicates very low probability (0.01) for AUD. When the patients' score was 14 or higher, SSLR was significant above 10, pointing to a high probability (.91) of problems related to alcohol use in these subjects. Consequently, participants in both groups were easily evaluated in terms of the presence of alcohol use disorders.

Based on results from this study, the SSLR was recommended in the AUDIT validation, since it stores more information and prevalence rates do not interfere in the results (Chen et al., 2005).

## Conclusion

Over the last few years, an increase in alcohol consumption has been observed in many different populations (Giang et al., 2005). Consequently, the use of appropriate screening instruments for each population is essential to prevent, identify, and offer early treatment to alcohol-related problems.

Many studies have evaluated the validity of the AUDIT using samples composed of teenagers, university students, women, and elderly individuals. In these studies, the AUDIT presented satisfactory results, confirming the efficiency of the instrument in screening for AUD. However, it is necessary to evaluate the most appropriate cut-off scores for each population, since different sensitivity and specificity values are observed when the traditional cut-off point is adopted. In addition, it has been suggested that a modified version of the instrument be used for women, since this version presented better results than the original version.

The authors identified many studies that evaluated and compared the psychometric qualities of the AUDIT to those of eight other instruments. The AUDIT presented excellent sensitivity and specificity values, which were often superior to those of the other tests. It must be taken into consideration that the CAGE, among all the analyzed instruments, presented the worst results, although it continues to be widely used over the world due to its simple administration.

Studies that performed the factorial analysis of the AUDIT provide evidence that scores derived from the AUDIT are best explained in terms of two correlated dimensions. It would appear timely to explore the possibilities of scoring and interpreting the scale in a manner that is consistent with such findings.

An appropriate screening instrument should have significant reliability coefficients, since these values indicate whether an instrument provides reproducible measures. The test-retest reliability of the AUDIT has been evaluated in many studies, and results show there are high rates of reproducibility. However, the comparability of the results is compromised since different intervals were adopted between administrations.

No other interrater reliability study was found, despite the AUDIT being extensively used in a hetero-administered way. Hence, further research is needed to evaluate the reliability of the instrument between different raters.

Over the last years, many studies on the validation of abbreviated versions of the AUDIT have been identified. These versions are extremely helpful, since they allow for faster screening for AUD. The results show that these versions have satisfactory psychometric properties, sometimes with sensitivity values above those of the AUDIT. It should be considered that in many studies subjects completed only one test that combined all the versions, which makes its reproducibility impossible in the administration of independent versions.

Finally, it is worth emphasizing that the results presented in this review confirm the efficiency of the AUDIT in screening harmful use, misuse, and addiction to alcohol. Such effectiveness was confirmed for the original version as well as for abbreviate versions and versions adapted to other languages and in different settings and cultures.

## Acknowledgements

C.M.G. is recipient of a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP, Brazil) fellowship. A.W.Z.; S.R.L. and J.A.C. are recipients of Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq, Brazil) Productivity Awards. Research was supported in part by the Fundação de Apoio ao Ensino, Pesquisa e Assistência do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FAEPA, Brazil).

## References

- Aalto, M., Tuunanan, M., Sillanaukee, P., & Seppa, K. (2006). Effectiveness of structured questionnaires for screening heavy drinking in middle-aged women. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 30, 1884-1888.
- Adewuya, A.O. (2005). Validation of the alcohol use disorders identification test (audit) as a screening tool for alcohol-related problems among Nigerian university students. *Alcohol and Alcoholism*, 40, 575-577.
- Aertgeerts, B., Buntinx, F., Ansoms, S., & Fevery, J. (2002). Questionnaires are better than laboratory tests to screen for current alcohol abuse or dependence in a male inpatient population. *Acta Clinica Belgica*, 57, 241-249.
- Babor, T.F., La Fuente, J.R., Saunders, J., & Grant, M. (1992). AUDIT, the Alcohol Use Disorders Identification Test: guidelines for use in primary health care. Geneva: Substance Abuse Department, World Health Organization, WHO/PSA, 4, 1-29.
- Bergman, H., & Källmén, H. (2002). Alcohol use among Swedes and psychometric evaluation of the Alcohol Use Disorders Identification Test. *Alcohol and Alcoholism*, 37, 245-251.
- Berner, M.M., Kriston, L., Bentele, M., & Härtter, M. (2007). The alcohol use disorders identification test for detecting at-risk drinking: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 68, 461-473.
- Bischof, G., Reinhardt, S., Grothues, J., Dybek, I., Meyer, C., Hapke, U., John, U., & Rumpf, H.J. (2005). Effects of item sequence on the performance of the AUDIT in general practices. *Drug and Alcohol Dependence*, 79, 373-377.
- Bischof, G., Grothues, J., Reinhardt, S., John, U., Meyer, C., Ulbricht, S., & Rumpf, H.J. (2007). Alcohol Screening in General Practices Using the AUDIT: How Many Response Categories Are Necessary? *European Addiction Research*, 13, 25-30.
- Bradley, K.A., Bush, K.R., Epler, A.J., Dobie, D.J., Davis, T.M., Sporleder, J.L., Maynard, C., Burman, M.L., & Kivlahan, D.R. (2003). Two brief alcohol-screening tests from the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): Validation in a female Veterans Affairs patient population. *Archives of Internal Medicine*, 163, 821-829.
- Bradley, K.A., DeBenedetti, A.F., Volk, R.J., Williams, E.C., Frank, D., & Kivlahan, D.R. (2007). AUDIT-C as a Brief Screen for Alcohol Misuse in Primary Care. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 31, 1208-1217.
- Carey, K.B., Carey, M.P., & Chandra, P.S. (2003). Psychometric evaluation of the alcohol use disorders identification test and short drug abuse screening test with psychiatric patients in India. *Journal of Clinical Psychiatry*, 64, 767-774.
- Cassidy, C.M., Schmitz, N., & Malla, A. (2008). Validation of the alcohol use disorders identification test and the drug abuse screening test in first episode psychosis. *Canadian Journal of Psychiatry*, 53, 26-33.
- Caviness, C.M., Hatgis, C., Anderson, B.J., Rosengard, C., Kiene, S.M., Friedmann, P.D., & Stein, M.D. (2009). Three brief alcohol screens for detecting hazardous drinking in incarcerated women. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 70, 50-54.
- Chen, C.H., Chen, W.J., & Cheng, A.T. (2004). A Prevalence and identification of alcohol use disorders among non-psychiatric inpatients in one general hospital. *General Hospital Psychiatry*, 26, 219-225.
- Chen, C.H., Chen, W.J., & Cheng, A.T. (2005). New approach to the validity of the alcohol use disorders identification test: Stratum-specific likelihood ratios analysis. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 29, 602-608.
- Cherpitel, C.J., Ye, Y., Moskalewicz, J., & Swiatkiewicz, G. (2005). Screening for alcohol problems in two emergency service samples in Poland: Comparison of the RAPS4, CAGE and AUDIT. *Drug and Alcohol Dependence*, 80, 201-207.
- Cook, R.L., Chung, T., Kelly, T.M., & Clark, D.B. (2005). Alcohol screening in young persons attending a sexually transmitted disease clinic. Comparison of AUDIT, CRAFFT, and CAGE instruments. *Journal of General Internal Medicine*, 20, 96-97.
- Dawson, D.A., Grant, B.F., & Stinson, F.S. (2005a). The AUDIT-C: screening for alcohol use disorders and risk drinking in the presence of other psychiatric disorders. *Comprehensive Psychiatry*, 46, 405-416.
- Dawson, D.A., Grant, B.F., Stinson, F.S., & Zhou, Y. (2005b). Effectiveness of the derived Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT-C) in screening for alcohol use disorders and risk drinking in the US general population. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 29, 844-854.
- Dewost, A., Michaud, P., Arfaoui, S., Gache, P., & Lancrenon, S. (2006). Fast alcohol consumption evaluation: A screening instrument adapted for French general practitioners. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 30, 1889-1895.
- Dolman, J.M., & Hawkes, N.D. (2005). Combining the AUDIT questionnaire and biochemical markers to assess alcohol use and risk of alcohol withdrawal in medical inpatients. *Alcohol and Alcoholism*, 40, 515-519.
- Doyle, S.R., Donovan, D.M., & Kivlahan, D.R. (2007). The factor structure of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT). *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 68, 474-479.
- Dybek, I., Bischof, G., Grothues, J., Reinhardt, S., Meyer, C., Hapke, U., John, U., Broocks, A., Hohagen, C., & Rumpf, H.J. (2006). The Reliability and Validity of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) in a German General Practice Population Sample. *Journal of Studies on Alcohol*, 67, 473-481.
- Frank, D., DeBenedetti, A.F., Volk, R.J., Williams, E.C., Kivlahan, D.R., & Bradley, K.A. (2008). Effectiveness of the AUDIT-C as a screening test for alcohol misuse in three race/ethnic groups. *Journal of General Internal Medicine*, 23, 781-787.
- Gache, P., Michaud, P., Landry, U., Accietto, C., Arfaoui, S., Wenger, O., & Daepen, J.B. (2005). The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) as a Screening Tool for Excessive Drinking in Primary Care: Reliability and Validity of a French Version. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 29, 2001-2007.
- Giang, K.B., Spak, F., Dzung, T.V., & Allebeck, P. (2005). The use of audit to assess level of alcohol problems in rural Vietnam. *Alcohol and Alcoholism*, 40, 578-583.
- Gómez, A., Conde, A., Santana, J.M., & Jorrín, A. (2005). Diagnostic usefulness of brief versions of Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) for detecting hazardous drinkers in primary care settings. *Journal of Studies on Alcohol*, 66, 305-308.
- Gómez, A., Conde, A., Santana, J.M., Jorrín, A., Serrano, I.M., & Medina, R. (2006). The diagnostic usefulness of AUDIT and AUDIT-C for detecting hazardous drinkers in the elderly. *Aging Mental Health*, 10, 598-561.
- Gual, A., Segura, L., Contel, M., Heather, N., & Colom, J. (2002). Audit-3 and Audit-4: Effectiveness of two short forms of the alcohol use disorders identification. *Alcohol and Alcoholism*, 37, 591-596.
- Hodgson, R., Alwyn, T., John, B., Thom, B., & Smith, A. (2002). The FAST Alcohol Screening Test. *Alcohol and Alcoholism*, 37, 61-66.
- Hodgson, R.J., John, B., Abbasi, T., Hodgson, R.C., Waller, S., Thom, B., & Newcombe, R.G. (2003). Fast screening for alcohol misuse. *Addictive Behaviors*, 28, 1453-1463.
- Kim, S.S., Gulick, E.E., Nam, K.A., & Kim, S.H. (2008). Psychometric properties of the alcohol use disorders identification test: a Korean version. *Archives of Psychiatric Nursing*, 22, 190-199.
- Knight, J.R., Sherritt, L., Harris, S.K., Gates, E.C., & Chang, G. (2003). Validity of brief alcohol screening tests among adolescents:

- A comparison of the AUDIT, POSIT, CAGE, and CRAFFT. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 27, 67-73.
- Kokotailo, P.K., Egan, J., Gangnon, R., Brown, D., Mundt, M., & Fleming, M. (2004). Validity of the alcohol use disorders identification test in college students. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 28, 914-920.
- Lima, C.T., Freire, A.C., Silva, A.P., Teixeira, R.M., Farrel, M., & Farrel, M. (2005). Concurrent and construct validity of the Audit in urban Brazilian sample. *Alcohol and Alcoholism*, 40, 584-589.
- Matano, R.A., Koopman, C., Wanat, S.F., Whitsell, S.D., Borggrefe, A., & Westrup, D. (2003). Assessment of binge drinking of alcohol in highly educated employees. *Addictive Behaviors*, 28, 1299-1310.
- Neumann, T., Gentilello, L.M., Neuner, B., Weiß-Gerlach, E., Schürmann, H., Schröder, T., Müller, C., Haas, N.P., & Spies, C.D. (2009). Screening trauma patients with the Alcohol Use Disorders Identification Test and biomarkers of alcohol use. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 33, 970-976.
- Pal, H.R., Jena, R., & Yadav, D. (2004). Validation of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) in urban community outreach and de-addiction center samples in north India. *Journal of Studies on Alcohol*, 65, 794-800.
- Pérrula-de-Torres, L.A., Fernández-García, J.A., Arias-Vega, R., Muriel-Palomino, M., Márquez-Rebollo, E., & Ruiz-Moral, R. (2005). Validity of AUDIT test for detection of disorders related with alcohol consumption in women. *Medicina Clínica (Barcelona)*, 125, 727-730.
- Philpot, M., Pearson, N., Petratou, V., Dayanandan, R., Silverman, M., & Marshall, J. (2003). Screening for problem drinking in older people referred to a mental health service: A comparison of CAGE and AUDIT. *Aging Ment Health*, 7, 171-175.
- Reinert, D.F., & Allen, J.P. (2002). The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): A review of recent research. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 26, 272-279.
- Reinert, D.F., & Allen, J.P. (2007). The Alcohol Use Disorders Identification Test: An update of research findings. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 31, 185-199.
- Rist, F., Glockner-Rist, A., & Demmel, R. (2009). The Alcohol Use Disorders Identification Test revisited: establishing its structure using nonlinear factor analysis and identifying subgroups of respondents using latent class factor analysis. *Drug and Alcohol Dependence*, 100(1-2), 71-82.
- Rodríguez-Martos, A., & Santamaría, E. (2007). Does the short form of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT-C) work at a trauma emergency department? *Substance Use & Misuse*, 42, 923-932.
- Rumpf, H., Hapke, U., Meyer, C., & John, U. (2002). Screening for alcohol use disorders and at-risk drinking in the general population: Psychometric performance of three questionnaires. *Alcohol and Alcoholism*, 37, 261-268.
- Rumpf, H.J., et al. (2003). Frühinterventionen bei alkoholbezogenen Störungen in der Allgemeinarztpraxis: Ein Stepped-Care Ansatz (Early intervention for alcohol-related disorders in the general practice: a stepped-care approach). *Suchtmedizin*, 5, 37-40.
- Seale, J.P., Boltri, J.M., Shellenberger, S., Velasquez, M.M., Cornelius, M., Guyinn, M., Okosun, I., & Sumner, H. (2006). Primary care validation of a single screening question for drinkers. *Journal of Studies on Alcohol*, 67, 778-784.
- Selin, K.H. (2003). Test-retest reliability of the Alcohol Use Disorder Identification Test in a general population sample. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 27, 1428-1435.
- Shevlin, M., & Smith, G.W. (2007). The factor structure and concurrent validity of the Alcohol Use Disorder Identification Test based on a nationally representative UK sample. *Alcohol & Alcoholism*, 42, 582-587.
- Silva, P., Jayawardana, P., & Pathmeswaran, A. (2008). Concurrent validity of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT). *Alcohol & Alcoholism*, 43, 49-50.
- Tsai, M.C., Tsai, Y.F., Chen, C.Y., & Liu, C.Y. (2005). Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): Establishment of cut-off scores in a hospitalized Chinese population. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 29, 53-57.
- Tuunanen, M., Aalto, M., & Seppä, K. (2007). Binge drinking and its detection among middle-aged men using AUDIT, AUDIT-C and AUDIT-3. *Drug and Alcohol Dependence*, 26, 295-299.
- Von-der-Pahlen, B., Santtila, P., Witting, K., Varjonen, M., Jern, P., Johansson, A., & Sandnabba, N.K. (2008). Factor structure of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) for men and women in different age groups. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 69, 616-621.
- Wu, S.I., Huang, H.C., Liu, S.I., Huang, C.R., Sun, F.J., Chang, T.Y., Shih, S.C., & Jeng, K.S. (2008). Validation and comparison of alcohol-screening instruments for identifying hazardous drinking in hospitalized patients in Taiwan. *Alcohol & Alcoholism*, 43, 577-582.

# Systematic Review

## Psychometric properties of the Fagerström Test for Nicotine Dependence<sup>\*,\*\*</sup>

As propriedades psicométricas do Teste de Fagerström para Dependência de Nicotina

Izilda Carolina de Meneses-Gaya, Antonio Waldo Zuardi,  
Sonia Regina Loureiro, José Alexandre de Souza Crippa

### Abstract

**Objective:** The Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND) is a screening instrument for physical nicotine dependence and is extensively used in various countries. The objective of the present report was to review articles related to the psychometric properties of the FTND. **Methods:** A systematic search for articles published up through December of 2007 was carried out in various electronic databases. The following search terms were used: "Fagerström Test for Nicotine Dependence"; "FTND"; "psychometric"; "validity"; "reliability"; "feasibility"; and "factors". We included articles published in English, Spanish or Portuguese and in which the psychometric properties of the FTND were evaluated. **Results:** Twenty-six studies related to the psychometric properties of the FTND were identified in the indexed literature. Analysis of the studies confirmed the reliability of the FTND for the assessment of nicotine dependence in different settings and populations. **Conclusions:** Further validation studies using previously validated instruments as a comparative measure are needed before the extensive use of the FTND can be justified on the basis of its psychometric qualities.

**Keywords:** Tobacco use disorder; Psychometrics; Tobacco; Reproducibility of results.

### Resumo

**Objetivo:** O *Fagerström Test for Nicotine Dependence* (FTND, Teste de Fagerström para Dependência de Nicotina) é um instrumento de rastreamento para dependência física de tabaco, amplamente utilizado em diversos países. Objetivou-se realizar uma revisão de artigos relacionados às propriedades psicométricas do FTND. **Métodos:** Uma busca sistemática foi realizada usando-se vários indexadores eletrônicos até dezembro de 2007, com os seguintes descritores: "Fagerström Test for Nicotine Dependence"; "FTND"; "psychometric"; "validity"; "reliability"; "feasibility"; e "factors". Foram incluídos os artigos relacionados à avaliação das propriedades psicométricas do FTND publicados em inglês, espanhol e português. **Resultados:** Vinte e seis estudos relativos às propriedades psicométricas do FTND foram identificados na literatura indexada. A análise dos estudos confirmou a confiabilidade do FTND na avaliação da dependência de tabaco em diferentes contextos e populações. **Conclusões:** Futuros estudos de validação, utilizando como medida comparativa instrumentos aferidos, de modo a referendar o seu extenso uso pelas suas qualidades psicométricas ainda são necessários.

**Descritores:** Transtorno por uso de tabaco; Psicometria; Tabaco; Reprodutibilidade dos testes.

### Introduction

Nicotine dependence syndrome is recognized as one of the major public health problems in the world. It is estimated that, during the 20th century, approximately 100 million people died

of diseases related to the smoking habit. Various studies have indicated that smoking reduces life expectancy, increases overall medical costs and contributes to a loss of productivity.<sup>(1)</sup>

\* Study carried out in the Department of Neurosciences and Behavior. University of São Paulo at Ribeirão Preto School of Medicine, Ribeirão Preto, Brazil AND INCT Translational Medicine, Brazil.

Correspondence to: Correspondence to: José Alexandre S. Crippa. Departamento de Neurociências e Ciências do Comportamento, Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo Hospital das Clínicas, 3º andar, Av. Bandeirantes, 3900, CEP 14049-900, Ribeirão Preto, São Paulo, SP, Brasil.

Tel 55 16 602 2201. E-mail: jcrippa@fmrp.usp.br

Financial support: I.C.M.G. is the recipient of a fellowship from the *Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo* (FAPESP, Foundation for the Support of Research in the State of São Paulo). A.W.Z, S.R.L. and J.A.S.C. are the recipients of fellowships from the *Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico* (CNPq, National Council for Scientific and Technological Development). This study also received financial support from the *Fundação de Apoio ao Ensino, Pesquisa e Assistência* (FAEPA, Foundation for the Support of Instruction, Research and Treatment) of the University of São Paulo at Ribeirão Preto School of Medicine *Hospital das Clínicas*. Submitted: 7 May 2008. Accepted, after review: 12 June 2008

\*\*A versão completa em português deste artigo está disponível em [www.jornaldepneumologia.com.br](http://www.jornaldepneumologia.com.br)

Although the consequences are well known, the absolute number of smokers continues to increase worldwide, particularly in developing countries, indicating that having information regarding those consequences does not induce people to permanently abandon the smoking habit, nor does it prevent new smokers from taking up the habit.<sup>(2)</sup>

Studies evaluating the smoking habit, together with the variables that affect the onset, maintenance and cessation of smoking have shown that, due to a combination of psychological, physiological and social variables, the problems related to tobacco consumption and nicotine dependence are extremely complex.<sup>(3)</sup>

The assessment of nicotine dependence is indispensable in epidemiological studies and in investigations of the effects of nicotine, as well as in studies regarding the treatment of smoking and of the various smoking-related diseases. In recent years, instruments for the screening of nicotine dependence have become important research tools. Ideally, these instruments should provide accurate, reproducible and relevant measurements. Their use provides better recording of information, especially at facilities that have a high turnover of professional staff. Such instruments also permit the comparison of similar assessment results and minimize the effect of subjective factors in the process of data collection and recording.

Several instruments have been developed to assess physical dependence on nicotine. The most widely used of such instruments are the Fagerström Tolerance Questionnaire (FTQ), created in 1978,<sup>(4)</sup> and its improved version, the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND, Appendix 1), both devised by Fagerström et al.<sup>(5,6)</sup> The FTND was developed mainly because the FTQ had significant psychometric disadvantages, such as unacceptable internal consistency, poor criterion validity and a multifactorial structure.<sup>(7)</sup>

The FTND was initially developed to determine whether or not nicotine replacement therapy is needed to treat withdrawal syndrome. The instrument consists of six of the original FTQ items with revised scoring for two questions. It is easily understood and rapidly applied. The scores obtained on the test permit the classification of nicotine dependence into five levels: very low (0 to 2 points); low (3 to 4 points); moderate (5 points); high (6 to 7 points); and very high (8 to 10 points).

The FTND has been translated into numerous languages and is used in countries such as France,<sup>(8,9)</sup> Spain,<sup>(10,11)</sup> Brazil,<sup>(3)</sup> China,<sup>(12)</sup> Japan,<sup>(13)</sup>

Holland,<sup>(14,15)</sup> Germany<sup>(16)</sup> and Turkey.<sup>(17)</sup> The reported results obtained with these translated versions were similar to those obtained with the original version.

A modified version of the FTND for assessment of smokeless tobacco users has also been developed.<sup>(18)</sup> In addition, a reduced version of the FTQ has also been proposed: the Heaviness of Smoking Index (HSI), which consists of two questions (FTQ questions one and four) related to the need for nicotine replacement and to the level of tobacco consumption.<sup>(19)</sup> Studies evaluating the HSI and comparing it to the FTND have shown that the HSI results are similar to those obtained with the FTND.<sup>(8,9,11,20-22)</sup>

The objective of the present study was to perform a critical review of articles in the indexed literature related to the psychometric properties of the FTND.

## Methods

A systematic search of the literature published up through December of 2007 was carried out using the following electronic databases: Medline; LILACS; SciELO; Web of Science; and PsycInfo. The search terms were "Fagerström Test for Nicotine Dependence", "FTND", "psychometric", "validity", "reliability", "feasibility" and "factors". The original articles obtained via this search were then reviewed for additional references. The computer-based search of the literature was augmented with extensive hand searches of the bibliographies.

We included articles published in English, Spanish or Portuguese and in which the psychometric properties of the FTND were evaluated. Studies dealing with the clinical and epidemiological aspects of smoking-related problems were excluded, as were those evaluating reduced or modified versions of the FTND and those dealing with the efficacy of treatments for dependence.

Twenty-six studies were identified and analyzed. Sociodemographic data related to the samples included in the studies analyzed are shown in Table 1.

## Results

### Test-retest reliability

The test-retest reliability of the FTND was assessed in eight studies (Table 2). The time elapsed between evaluations varied among those

**Table 1** – Sociodemographic characteristics of studies evaluating the psychometric qualities of the Fagerström Test for Nicotine Dependence.

Authors	Country	Subjects	Number	Gender, M/F (%)	Mean age
Heatherton et al. <sup>(6)</sup>	USA	Adult smokers	254	44/56	33.5
Kozlowski et al. <sup>(20)</sup>	USA	Smokers under treatment for smoking	932	35/65	40
		Smokers in a smoking cessation program	1877	36/64	44
Payne et al. <sup>(23)</sup>	USA	War veteran smokers seeking treatment for smoking	110	71/29	49
Pomerleau et al. <sup>(24)</sup>	USA	Smokers in Michigan	237	56/44	29
		Smokers hospitalized for depression in Paris	36	33/67	36
		Smokers in Michigan	60	75/25	29
Mikami et al. <sup>(13)</sup>	Japan	Patients hospitalized for cancer of the lung (105) or for head/neck cancer (46)	151	91/9	62
Etter et al. <sup>(8)</sup>	France/ Switzerland	Light smokers (university students and employees)	1125	40/60	28
Haddock et al. <sup>(7)</sup>	USA	Young smokers in USAF BMT	7998	76/24	19
		Subsample for the reliability study	1714	—	—
Carmo et al. <sup>(3)</sup>	Brazil	Adult smokers	441	43/57	18-80
Burling & Burling <sup>(21)</sup>	USA	Alcohol-dependent smokers in a rehabilitation program for veterans	191	100/0	40
De Leon et al. <sup>(11)</sup>	USA/Spain	Smokers with mental disorders (retrospective analysis)	319	—	—
		Smokers without mental disorders (retrospective analysis)	1323		
Radzis et al. <sup>(25)</sup>	USA	Drug users	541	75/25	35
Breteler et al. <sup>(14)</sup>	Holland	Smokers	1525	40/60	40
Hughes et al. <sup>(26)</sup>	USA	Smokers (Sample 1)	43	44/56	39
		Smokers (Sample 2)	50	46/54	45
John et al. <sup>(16)</sup>	Germany	Current smokers (Sample 1)	1462	—	ND <sup>a</sup>
		Current smokers (Sample 2)	1042	—	
Buckley et al. <sup>(27)</sup>	USA	Smokers with post-traumatic stress disorder (Sample 2)	75	65/35	48
		Smokers with post-traumatic stress disorder (Sample 2)	513	98/2	50
Chabrol et al. <sup>(9)</sup>	France	Smokers working at an Occupational Medicine Center	749	47/53	—
Etter <sup>(22)</sup>	Switzerland	Smokers with access to the Internet	802	42/58	34
Hudmon et al. <sup>(28)</sup>	USA	Former smokers evaluated prior to smoking cessation	28	—	—
Richardson et al. <sup>(29)</sup>	Canada	Patients admitted for preoperative evaluation	231	48/52	50
Steinberg et al. <sup>(30)</sup>	USA	Smokers with schizophrenia	108	38/62	44
Vink et al. <sup>(15)</sup>	Holland	Smokers	1378	42/58	30
		Former smokers	1058	35/65	37
Huang et al. <sup>(12)</sup>	China	Smokers	245	97/3	47
Wellman et al. <sup>(31)</sup>	USA	Smokers	1130	46/54	41
Okuyemi et al. <sup>(32)</sup>	USA	Light smokers (Afro-Americans) in a nicotine replacement study	700	33/67	45
Sledjeski et al. <sup>(33)</sup>	USA	Light smokers (college freshmen)	—	52/48	—
Weinberger et al. <sup>(34)</sup>	USA	Smokers with schizophrenia (retrospective analysis)	181	52/48	40
		Smokers without schizophrenia (retrospective analysis)	151	60/40	

USAF BMT: United States Air Force basic military training; and ND: no data. <sup>a</sup>Mean age not reported; age range, 20-64 years.

studies, a fact that might hinder comparisons of the results.

Among the studies of FTND reliability, an outstanding example is that carried out by Mikami et al.,<sup>(13)</sup> which was conducted in Japan and involved a predominantly male sample of patients with cancer of the lung, brain or throat. In that study, the correlation coefficient was 0.75, although the time between applications was not reported by the authors. In another study, the reliability of the FTND was compared with that of the HSI in light smokers who had been evaluated in a previous seven-month cohort study.<sup>(8)</sup> Despite the long interval between evaluations, both tests showed high reliability, a slightly higher coefficient (0.87) being obtained with the HSI. Therefore, these instruments can be used in order to evaluate not only heavy smokers but also light smokers.

A six-week "reliability of recall" study was conducted involving a randomly selected subsample of young smokers entering the US Air Force Basic Military Training.<sup>(7)</sup> Due to the

ban on tobacco use during military training, the participants remained abstinent during the six-week period. All of the participants were asked to complete the FTND questionnaire retrospectively, based on their smoking patterns prior to the period of abstinence. The analysis indicated that the reliability index for the overall score on the FTND was excellent (0.87), factor 1 presenting better reliability (0.87) than did factor 2 (0.67).

In a retrospective study, the FTND was analyzed in a small sample of former smokers participating in an investigation of smoking cessation.<sup>(28)</sup> By means of a telephone interview, the participants again responded to the test questions referring to past consumption. The results indicated that the FTND had an acceptable reliability index (0.72) when used to assess previous dependence.

Three studies carried out in the United States examined the reliability of the FTND in smokers with psychiatric disorders. The first study involved a sample of subjects with post-traumatic stress disorder and employed a one-week interval

**Table 2** – Test-retest reliability in studies evaluating the psychometric qualities of the Fagerström Test for Nicotine Dependence.

Study	Test	Interval	Subjects	Reliability
Etter et al. <sup>(8)</sup>	FTND	7 months	Light smokers	0.85
	HSI			0.87
	CPD			0.87
Mikami et al. <sup>(13)</sup>	FTND	8-145 days	Cancer patients	0.75
Haddock et al. <sup>(7)</sup>	FTND	6 weeks	Young smokers in USAF BMT	0.87
Carmo et al. <sup>(3)</sup>	FTND	6 weeks	Smokers	0.91
Buckley et al. <sup>(27)</sup>	FTND	1 week	Smokers with post-traumatic stress disorder	0.82
Hudmon et al. <sup>(28)</sup>	FTND	5-12 years	Former smokers	0.72
	FTQ			0.62
Vink et al. <sup>(15)</sup>	FTND	_____	Smokers	0.70 (M)
				0.83 (F)
			Former smokers	0.91 (M) 0.83 (F)
Weinberger et al. <sup>(34)</sup>	FTND	_____	Smokers with schizophrenia	0.65
	MNWS			0.58
	T-QSU F1			0.65
	T-QSU F2			0.69
	FTND		Smokers without psychiatric disorders	0.82
	MNWS			0.64
	T-QSU F1			0.79
	T-QSU F2			0.81

M: males; F: females; FTND: Fagerström Test for Nicotine Dependence; HSI: Heaviness of Smoking Index; CPD: cigarettes (smoked) per day; USAF BMT: United States Air Force basic military training; FTQ: Fagerström Tolerance Questionnaire; MNWS: Minnesota Nicotine Withdrawal Scale; T-QSU: Tiffany Questionnaire for Smoking Urges; and F: factor.

between applications.<sup>(27)</sup> The FTND presented an excellent correlation coefficient, similar to those obtained in previous studies involving individuals without psychiatric disorders. The second study involved a sample of smokers hospitalized for depressive disorders. In that study, the FTND was applied at baseline and after a three-week interval. Although the authors reported that the results were satisfactory, the correlation coefficients were not presented. In that study, the application and reapplication of the instrument were carried out in different manners, a methodological limitation that might have interfered with the coefficient of reliability, affecting the result of the investigation.<sup>(24)</sup> In the third study, two groups (individuals with and without schizophrenia) were investigated in a study on the reliability of the FTND.<sup>(34)</sup> The authors found that the correlation coefficient was lower (0.65) in the group with schizophrenia, although, again, the interval between FTND applications was not reported. In the majority of those studies, the time elapsed since the last cigarette was not determined.

It should be borne in mind that, although the FTND can also be administered heterogeneously, no studies evaluating inter-rater reliability were identified.

### ***Internal consistency and factorial analysis***

We identified 14 studies that evaluated the internal consistency of the FTND. In those studies, the Cronbach's alpha coefficient ranged from 0.55 to 0.74, indicating that the FTND has moderate internal consistency (Table 3).

The internal consistency of the FTND was evaluated and compared with that of the FTQ in four studies, all of which showed that of the FTND to be superior.<sup>(6,21,23,24)</sup> However, studies in which the FTND was compared with other instruments for the evaluation of nicotine dependence, such as the Minnesota Nicotine Withdrawal Scale (MNWS) and the Tiffany Questionnaire for Smoking Urges (T-QSU), found the internal consistency of the FTND to be inferior.<sup>(22,32,34)</sup>

In two different studies, it was found that FTND questions 2 and 3 add no relevant information, suggesting that the removal of these questions would increase the internal consistency of the FTND.<sup>(3,8)</sup>

In one study, the overall score on the FTND was found to present an alpha of 0.67, the internal consistency being adequate ( $\alpha = 0.70$ ) for factor 1, whereas that of factor 2 (items 3 and 5) was extremely low ( $\alpha = 0.40$ ), possibly due to the small number of items in the last factor.<sup>(7)</sup>

In the present meta-analysis, twelve studies involving factorial analysis of the FTND were identified. Initial studies of factorial analysis indicated that the FTND presented only one factor.<sup>(6)</sup> Two studies, one involving light smokers<sup>(8)</sup> and the other conducted in the general population,<sup>(31)</sup> also showed the FTND to be unifactorial. However, most recent studies have reported that the FTND measures two factors, with small differences observed among the questions that compose the factors.<sup>(7,12,14,16,21,23,25-27,29)</sup>

Regarding the distribution of the items by factor, questions 3 and 5 are believed to belong to a single factor related to the urgency to restore nicotine levels (factor 2, designated the "Smoking Pattern" factor), whereas questions 2, 4 and 6 are thought to be part of another factor related to the pattern of consumption (factor 1, designated the "Morning Pattern" factor). In various studies, question 1 ("How soon after you wake up do you smoke?") has been found to be present in both factors,<sup>(12,29)</sup> to be part of factor 2,<sup>(14,21,23,25)</sup> or to remain in factor 1.<sup>(7,16,27)</sup> Given that factor 2 consists of only two items in some studies, its ability to represent a single factor has been questioned.<sup>(7)</sup>

### ***Validity and correlation of the FTND with other measures of nicotine dependence***

We identified only one study in which the sensitivity and specificity of the FTND was evaluated.<sup>(13)</sup> That study, conducted in Japan, involved a sample of patients with cancer and used the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (Revised Third Edition) as the gold standard. The FTND showed satisfactory sensitivity (0.75) and specificity (0.80) when a cut-off score of five was used. Therefore, the Japanese-language version proved to be valid and reliable for the evaluation of nicotine dependence in cancer patients.

Two studies that examined the validity and reliability of the HSI adopted the FTND as the gold standard.<sup>(9,11)</sup> When a cut-off score of four was used, the HSI showed adequate sensitivity

**Table 3 – Internal consistency in studies evaluating the Fagerström Test for Nicotine Dependence.**

Study	Test	Subjects	Cronbach's $\alpha$
Heatherton et al. <sup>(6)</sup>	FTND	Adult smokers	0.61
	FTQ		0.48
Payne et al. <sup>(23)</sup>	FTND	Smokers	0.56
	FTQ		0.49
Pomerleau et al. <sup>(24)</sup>	FTND	Smokers	0.64
	FTQ		0.47 (1)
	FTND	Smokers with depression (2)	0.61 (2)
	FTQ		0.58 (3)
Mikami et al. <sup>(13)</sup>	FTND	Cancer patients	0.66
Etter et al. <sup>(8)</sup>	FTND	Light smokers	0.70*
	HSI		0.72**
	FTND	HSI	0.67*
	HSI		0.72**
Haddock et al. <sup>(7)</sup>	FTND	Young smokers in USAF BMT	0.67
Carmo et al. <sup>(3)</sup>	FTND	Smokers	0.64
Burling & Burling <sup>(21)</sup>	FTND	Drug-/alcohol-dependent smokers	0.59
	FTQ		0.49
	HSI		0.49
	FTND	Smokers	0.55 (1) 0.60 (2)
Etter <sup>(22)</sup>	FTND	Smokers	0.68
	CDS-12		0.91
	CDS-5		0.77
	HSI		0.63
Vink et al. <sup>(15)</sup>	FTND	Smokers	0.65 (M) 0.69 (F)
		Former smokers	0.66 (M) 0.71 (F)
Wellman et al. <sup>(31)</sup>	FTND	Smokers	0.61
	HONC		0.82
Okuyemi et al. <sup>(32)</sup>	FTND	Light smokers	0.63
	CD		0.64
	NDSS		0.80
Weinberger et al. <sup>(34)</sup>	FTND	Smokers with schizophrenia	0.74
	MNWS		0.88
	T-QSU F1		0.79
	T-QSU F2		0.88
	FTND	Smokers without psychiatric disorders	0.72
	MNWS		0.90
	T-QSU F1		0.86
	T-QSU F2		0.89

(1): sample number 1; (2): sample number 2; (3): sample number 3; (M): males; (F): females; FTND: Fagerström Test for Nicotine Dependence; FTQ: Fagerström Tolerance Questionnaire; HSI: Heaviness of Smoking Index; USAF BMT: United States Air Force basic military training; CDS-12: 12-item Cigarette Dependence Scale; CDS-5: short (5-item) version of the CDS-12; HONC: Hooked on Nicotine Checklist; NDSS: Nicotine Dependence Syndrome Scale; MNWS: Minnesota Nicotine Withdrawal Scale; and T-QSU: Tiffany Questionnaire for Smoking Urges. \*Smokers at baseline. \*\*Smokers at follow-up.

and specificity in both studies. Other authors have analyzed the psychometric properties of two additional reduced versions of the FTND<sup>(11)</sup>: the heavy smoking item (question 4) and the

high early smoking item (question 1). However, the results were unsatisfactory. Further studies, using appropriate diagnostic instruments as gold standards and investigating the possible cut-off

points for various populations, are needed in order to fully validate the HSI. It is of note that there have been few validation studies involving this instrument, which is extensively used the world over.

One study evaluated the performance of the FTND and compared it with other measures of nicotine dependence.<sup>(8)</sup> The overall score on the FTND was significantly correlated with nicotine concentration in saliva, with the number of times the subject tried to stop smoking within the preceding 12 months, with the intensity of withdrawal symptoms and with the self-perception of dependency reported by the subject, suggesting the validity of the scale and its applicability in the clinical context.

In another study, the overall score on the FTND was also significantly associated with the intention to quit smoking, the history of 24-h quit attempts in the last year, the cigarette type (regular or light) and the number of pack-years, suggesting that the instrument has adequate criterion-related and predictive validity.<sup>(7)</sup>

In four separate studies,<sup>(12,21,27,32)</sup> the correlations between FTND score and biological markers were investigated (Table 4). In a study on smokers with alcohol and nicotine dependence, a satisfactory correlation coefficient (0.59) was reported for the relationship between FTND score and carbon monoxide level.<sup>(21)</sup> In contrast, a recent study involving light smokers showed that the correlation between FTND score and carbon monoxide level was very weak (0.19), as was the correlation (0.24) between FTND score

and saliva cotinine.<sup>(32)</sup> In an investigation of the general population,<sup>(12)</sup> a better correlation between FTND score and saliva cotinine (0.45) was observed. The results presented in these four studies indicate that, in general, the correlation between the FTND and the biological markers evaluated ranges from weak to moderate.

## Discussion

The results of the investigations presented and analyzed in the current meta-analysis suggest that the FTND is reliable for the evaluation of smokers in different populations, although studies presenting better systematization of the intervals between evaluations and reporting the time elapsed since the last cigarette are still needed. For instance, for the study of test-retest reliability, the establishment of an appropriate interval between the first and second evaluation is considered to be of fundamental importance, since a short interval might increase the influence of memory and a long interval might result in greater variations (individual changes) regarding what is being measured (the pattern of tobacco consumption). In addition, although the FTND asks smokers to provide reasonably objective information regarding long-term smoking patterns, the fact that these smokers are in withdrawal can influence their responses to the items.<sup>(7)</sup>

The internal consistency of the FTND was better than that of the FTQ. However, compared with other instruments for the evaluation of

**Table 4** – Studies of the correlation between the Fagerström Test for Nicotine Dependence and biological markers.

Study	Subjects	Test	Biochemical marker	Correlation
Burling & Burling <sup>(21)</sup>	Drug/alcohol dependent	FTND	Carbon monoxide	0.59
		FTQ		0.49
		HSI		0.49
Buckley et al. <sup>(27)</sup>	Smokers with chronic post-traumatic stress disorder	FTND	Carbon monoxide	0.40
			Nicotine (mg/day)	0.38
Huang et al. <sup>(12)</sup>	Smokers	FTND	Saliva cotinine	0.45
		FTND	Saliva cotinine	0.24
Okuyemi et al. <sup>(32)</sup>	Light smokers		Carbon monoxide	0.19
		CDS-5	Saliva cotinine	0.28
			Carbon monoxide	0.25
		NDSS	Saliva cotinine	0.13
			Carbon monoxide	0.15

FTND: Fagerström Test for Nicotine Dependence; FTQ: Fagerström Tolerance Questionnaire; HSI: Heaviness of Smoking Index; CDS-5: short (5-item) version of the Cigarette Dependence Scale; and NDSS: Nicotine Dependence Syndrome Scale.

nicotine dependence, such as the MNWS and the T-QSU, the FTND yielded inferior results. This might be due to the number of factors evaluated by the FTND, which most authors have found to consist of two factors: one referring to the urgency to restore nicotine levels; and the other referring to the pattern of tobacco consumption. The correlations between the FTND and biological markers were found to be weak to moderate.

Despite the widespread use of the FTND in research and clinical practice, validity studies that might permit the definition of better FTND cut-off points for different populations are still needed. On the basis of the present meta-analysis, we conclude that further studies of the FTND are needed in order to assess inter-rater reliability and especially to define its sensitivity, specificity, positive predictive value and negative predictive value. To that end, structured interviews such as the Structured Clinical Interview for the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fourth Edition or the Composite International Diagnostic Interview, should be used for comparison. The results of such studies could indicate whether the psychometric qualities of the FTND make it suitable for extensive use.

## References

1. Das SK. Harmful health effects of cigarette smoking. *Mol Cell Biochem.* 2003;253(1-2):159-65.
2. Anderson P. Global use of alcohol, drugs and tobacco. *Drug Alcohol Rev.* 2006;25(6):489-502.
3. Carmo JT, Pueyo AA. A adaptação ao português do Fagerström test for nicotine dependence (FTND) para avaliar a dependência e tolerância à nicotina em fumantes brasileiros. *Rev Bras. Med.* 2002;59(1/2):73-80.
4. Fagerström KO. Measuring degree of physical dependence to tobacco smoking with reference to individualization of treatment. *Addict Behav.* 1978;3(3-4):235-41.
5. Fagerström KO, Schneider NG. Measuring nicotine dependence: a review of the Fagerstrom Tolerance Questionnaire. *J Behav Med.* 1989;12(2):159-82.
6. Heatherton TF, Kozlowski LT, Frecker RC, Fagerström KO. The Fagerström Test for Nicotine Dependence: a revision of the Fagerström Tolerance Questionnaire. *Br J Addict.* 1991;86(9):1119-27.
7. Haddock CK, Lando H, Klesges RC, Talcott GW, Renaud EA. A study of the psychometric and predictive properties of the Fagerström Test for Nicotine Dependence in a population of young smokers. *Nicotine Tob Res.* 1999;1(1):59-66.
8. Etter JF, Duc TV, Perneger TV. Validity of the Fagerström test for nicotine dependence and of the Heaviness of Smoking Index among relatively light smokers. *Addiction.* 1999;94(2):269-81.
9. Chabrol H, Niezborala M, Chastan E, de Leon J. Comparison of the Heavy Smoking Index and of the Fagerstrom Test for Nicotine Dependence in a sample of 749 cigarette smokers. *Addict Behav.* 2005;30(7):1474-7.
10. Becoña E, Vázquez FL. The Fagerström Test for Nicotine Dependence in a Spanish sample. *Psychol Rep.* 1998;83(3 Pt 2):1455-8.
11. de Leon J, Diaz FJ, Becoña E, Gurpegui M, Jurado D, Gonzalez-Pinto A. Exploring brief measures of nicotine dependence for epidemiological surveys. *Addict Behav.* 2003;28(8):1481-6.
12. Huang CL, Lin HH, Wang HH. The psychometric properties of the Chinese version of the Fagerstrom Test for Nicotine Dependence. *Addict Behav.* 2006;31(12):2324-7.
13. Mikami I, Akechi T, Kugaya A, Okuyama T, Nakano T, Okamura H, et al. Screening for nicotine dependence among smoking-related cancer patients. *Jpn J Cancer Res.* 1999;90(10):1071-5.
14. Breteler MH, Hilberink SR, Zeeman G, Lammers SM. Compulsive smoking: the development of a Rasch homogeneous scale of nicotine dependence. *Addict Behav.* 2004;29(1):199-205.
15. Vink JM, Willemsen G, Beem AL, Boomsma DI. The Fagerström Test for Nicotine Dependence in a Dutch sample of daily smokers and ex-smokers. *Addict Behav.* 2005;30(3):575-9.
16. John U, Meyer C, Schumann A, Hapke U, Rumpf HJ, Adam C, et al. A short form of the Fagerström Test for Nicotine Dependence and the Heaviness of Smoking Index in two adult population samples. *Addict Behav.* 2004;29(6):1207-12.
17. Uysal MA, Kadakal F, Karşıdağ C, Bayram NG, Uysal O, Yilmaz V. Fagerstrom test for nicotine dependence: reliability in a Turkish sample and factor analysis. *Tuberk Toraks.* 2004;52(2):115-21.
18. Ebbert JO, Patten CA, Schroeder DR. The Fagerström Test for Nicotine Dependence-Smokeless Tobacco (FTND-ST). *Addict Behav.* 2006;31(9):1716-21.
19. Heatherton TF, Kozlowski LT, Frecker RC, Rickert W, Robinson J. Measuring the heaviness of smoking: using self-reported time to the first cigarette of the day and number of cigarettes smoked per day. *Br J Addict.* 1989;84(7):791-9.
20. Kozlowski LT, Porter CQ, Orleans CT, Pope MA, Heatherton T. Predicting smoking cessation with self-reported measures of nicotine dependence: FTQ, FTND, and HSI. *Drug Alcohol Depend.* 1994;34(3):211-6.
21. Burling AS, Burling TA. A comparison of self-report measures of nicotine dependence among male drug/alcohol-dependent cigarette smokers. *Nicotine Tob Res.* 2003;5(5):625-33.
22. Etter JF. A comparison of the content-, construct- and predictive validity of the cigarette dependence scale and the Fagerström test for nicotine dependence. *Drug Alcohol Depend.* 2005;77(3):259-68.
23. Payne TJ, Smith PO, McCracken LM, McSherry WC, Antony MM. Assessing nicotine dependence: a comparison of the Fagerström Tolerance Questionnaire (FTQ) with the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND) in a clinical sample. *Addict Behav.* 1994;19(3):307-17.
24. Pomerleau CS, Carton SM, Lutzke ML, Flessland KA, Pomerleau OF. Reliability of the Fagerström Tolerance Questionnaire and the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *Addict Behav.* 1994;19(1):33-9.

25. Radzis A, Gallo JJ, Epstein DH, Gorelick DA, Cadet JL, Uhl GE, Moolchan ET. A factor analysis of the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND). *Nicotine Tob Res.* 2003;5(2):255-40.
26. Hughes JR, Oliveto AH, Riggs R, Kenny M, Liguori A, Pillitteri JL, et al. Concordance of different measures of nicotine dependence: two pilot studies. *Addict Behav.* 2004;29(8):1527-39.
27. Buckley TC, Mozley SL, Holohan DR, Walsh K, Beckham JC, Kassel JD. A psychometric evaluation of the Fagerström Test for Nicotine Dependence in PTSD smokers. *Addict Behav.* 2005;30(5):1029-33.
28. Hudmon KS, Pomerleau CS, Brigham J, Javitz H, Swan GE. Validity of retrospective assessments of nicotine dependence: a preliminary report. *Addict Behav.* 2005;30(3):613-7.
29. Richardson CG, Ratner PA. A confirmatory factor analysis of the Fagerstrom Test for Nicotine Dependence. *Addict Behav.* 2005;30(4):697-709.
30. Steinberg ML, Williams JM, Steinberg HR, Krejci JA, Ziedonis DM. Applicability of the Fagerström Test for Nicotine Dependence in smokers with schizophrenia. *Addict Behav.* 2005;30(1):49-59.
31. Wellman RJ, DiFranza JR, Pbert L, Fletcher KE, Flint A, Young MH, et al. A comparison of the psychometric properties of the hooked on nicotine checklist and the modified Fagerström tolerance questionnaire. *Addict Behav.* 2006;31(3):486-95.
32. Okuyemi KS, Pulvers KM, Cox LS, Thomas JL, Kaur H, Mayo MS, et al. Nicotine dependence among African American light smokers: a comparison of three scales. *Addict Behav.* 2007;32(10):1989-2002.
33. Sledjeski EM, Dierker LC, Costello D, Shiffman S, Donny E, Flay BR, et al. Predictive validity of four nicotine dependence measures in a college sample. *Drug Alcohol Depend.* 2007;87(1):10-9.
34. Weinberger AH, Reutenaer EL, Allen TM, Termine A, Vessicchio JC, Sacco KA, et al. Reliability of the Fagerström Test for Nicotine Dependence, Minnesota Nicotine Withdrawal Scale, and Tiffany Questionnaire for Smoking Urges in smokers with and without schizophrenia. *Drug Alcohol Depend.* 2007;86(2-3):278-82.

## ***About the authors***

---

### ***Izilda Carolina de Meneses-Gaya***

Psychologist in the Department of Neurosciences and Behavior. University of São Paulo at Ribeirão Preto School of Medicine, Ribeirão Preto, Brazil.

### ***Antonio Waldo Zuardi***

Head of the Department of Neurosciences and Behavior. University of São Paulo at Ribeirão Preto School of Medicine, Ribeirão Preto, Brazil.

### ***Sonia Regina Loureiro***

Associate Professor in the Department of Neurosciences and Behavior. University of São Paulo at Ribeirão Preto School of Medicine, Ribeirão Preto, Brazil.

### ***José Alexandre de Souza Crippa***

Professor of Psychiatry at the University of São Paulo at Ribeirão Preto School of Medicine, Ribeirão Preto, Brazil.

**Appendix 1 – Items and scoring for the Fagerström Test for Nicotine Dependence.**

Question	Answers	Points
1. How soon after you wake up do you smoke your first cigarette?	Within 5 minutes	3
	6-30 minutes	2
	31-60 minutes	1
	After 60 minutes	0
2. Do you find it difficult to refrain from smoking in places where it is forbidden, e.g., in church, at the library, in the cinema, etc.?	Yes	1
	No	0
3. Which cigarette would you most hate to give up?	The first one in the morning	1
	Any other	0
4. How many cigarettes/day do you smoke?	10 or less	0
	11-20	1
	21-30	2
	31 or more	3
5. Do you smoke more frequently during the first hours after waking than during the rest of the day?	Yes	1
	No	0
6. Do you smoke if you are so ill that you are in bed most of the day?	Yes	1
	No	0

©Permission to use this scale for purposes other than research must be obtained from K.O. Fagerström.

## Original Investigation

# Psychometric qualities of the Brazilian versions of the Fagerström Test for Nicotine Dependence and the Heaviness of Smoking Index

Carolina de Meneses-Gaya, Antonio W. Zuardi, João Mazzoncini de Azevedo Marques, Roberto M. Souza, Sonia R. Loureiro, & José Alexandre S. Crippa

## Abstract

**Introduction:** This study examined the psychometric properties of the Brazilian versions of the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND) and the Heaviness of Smoking Index (HSI).

**Methods:** The test-retest reliability of the FTND was assessed in a sample of 61 smoking university students, with a 15-day interval between assessments. The interrater reliability was examined in 30 smoking patients of a psychosocial care center for alcohol and drug users (PCC-AD). The reliability coefficient was estimated by the kappa and intraclass correlation coefficients. The predictive validity, internal consistency, and factor structure of the FTND and the HSI were evaluated by factor analysis in 271 smokers treated at an emergency unit and at the PCC-AD. The gold standard was the nicotine dependence criteria of *DSM-IV*, as assessed by the Structured Clinical Interview for *DSM-IV*.

**Results:** The FTND showed high reliability, with correlation coefficients of .92 for test-retest reliability and .99 for interrater reliability. Both the FTND and the HSI presented high levels of sensitivity and specificity. The internal consistency evaluation yielded a Cronbach's alpha coefficient of .83 for the FTND and

of .56 for the HSI. An exploratory factor analysis found 2 factors in the FTND, which were validated by a confirmatory factor analysis.

**Discussion:** The results obtained in this study confirm the validity and reliability of the Brazilian versions of the FTND and the HSI.

## Introduction

The assessment of nicotine dependence is important in epidemiological studies of factors associated with tobacco cessation and in research investigating the adverse health effects of tobacco use. Thus, the development and evaluation of instruments for nicotine dependence screening are relevant to several fields of research.

Although several instruments have been developed to assess nicotine dependence, two stand out for their extensive use in research and clinical applications: the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND) and the Heaviness of Smoking Index (HSI; Fagerström & Schneider, 1989; Heatherton, Kozlowski, Frecker, & Fagerström, 1991; Heatherton, Kozlowski, Frecker, Rickert, & Robinson, 1989).

Carolina de Meneses-Gaya, Ph.D., Department of Neuroscience and Behavior, Faculty of Medicine, University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil, and INCT Translational Medicine, São Paulo, Brazil

Antonio W. Zuardi, M.D., Ph.D., Department of Neuroscience and Behavior, Faculty of Medicine, University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil, and INCT Translational Medicine, São Paulo, Brazil

João Mazzoncini de Azevedo Marques, M.D., Ph.D., Department of Neuroscience and Behavior, Faculty of Medicine, University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil

Roberto M. Souza, Ph.D., Department of Social Medicine, Faculty of Medicine, University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil

Sonia R. Loureiro, Ph.D., Department of Neuroscience and Behavior, Faculty of Medicine, University of São Paulo, Ribeirão

Preto, São Paulo, Brazil, and INCT Translational Medicine, São Paulo, Brazil

José Alexandre S. Crippa, M.D., Ph.D., Department of Neuroscience and Behavior, Faculty of Medicine, University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil, and INCT Translational Medicine, São Paulo, Brazil

## Corresponding Author:

José Alexandre S. Crippa, M.D., Ph.D., Departamento de Neurociências e Ciências do Comportamento, Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo Hospital das Clínicas, Terceiro Andar, Av. Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, São Paulo CEP 14049-900, Brazil. Telephone: +55-16-6022201; Fax: +55-16-6350713; E-mail: jcrippa@fmrp.usp.br

doi: 10.1093/ntr/ntp114

Received January 16, 2009; accepted May 8, 2009

© The Author 2009. Published by Oxford University Press on behalf of the Society for Research on Nicotine and Tobacco.  
All rights reserved. For permissions, please e-mail: journals.permissions@oxfordjournals.org

## Fagerström Test for Nicotine Dependence and Heaviness of Smoking Index

The FTND was developed to address the problems identified in the Fagerström Tolerance Questionnaire (FTQ; Fagerström, 1978), including low internal consistency, poor criterion validity, and a multifactorial structure, although it aims to measure a single construct (Haddock, Lando, Klesges, Talcott, & Renaud, 1999; Heatherton et al., 1991). The FTND improved on the FTQ by eliminating two items (nicotine content of cigarette and frequency of inhalation) and by expanding the scoring format for two items (time to first cigarette and number of cigarettes smoked per day). These changes resulted in a six-item questionnaire that provides 0–10 scores (Heatherton et al.). The results from both the original study (Heatherton et al.) and the subsequent research indicate that the single-factor FTND is a satisfactory psychometric tool with greater internal consistency than the FTQ (Meneses-Gaya, Zuardi, Loureiro, & Crippa, 2009).

The HSI consists of two questions taken from the FTQ (Items 1 and 4 on the FTND) rated on a scale from 0 to 6: “time to the first cigarette of the day” and “number of cigarettes per day.” Heatherton et al. (1989) demonstrated the validity of the HSI in three samples of smokers studied by comparing scores derived from the HSI to biochemical measures of smoking exposure. Several studies have used the HSI to assess nicotine dependence in different populations (Chabrol, Niezborala, Chastan, & De Leon, 2005; De Leon et al., 2003; Etter, 2005; Siahpush, McNeill, Borland, & Fong, 2006), showing adequate sensitivity and specificity, with a cutoff point of 4 for measuring cigarette dependence (Meneses-Gaya et al., 2009). Most of the studies that evaluated and compared the HSI with the FTND obtained similar results (Burling & Burling, 2003; Chabrol et al.; De Leon et al.; Etter, Duc, & Perneger, 1999; Heatherton et al., 1991; Kozlowski, Porter, Orleans, Pope, & Heatherton, 1994).

Studies investigating the test-retest reliability of the FTND state that the test is a reliable instrument for the assessment of smokers in different populations. However, most studies have not controlled for the interval between applications (Hudmon, Pomerleau, Brigham, Javitz, & Swan, 2005; Mikami et al., 1999; Vink, Willemse, Beem, & Boomsma, 2005; Weinberger et al., 2007), which is a limitation that decreases the credibility of those findings (Crippa, Sanches, Hallak, Loureiro, & Zuardi, 2001). It is also important to point out that although the FTND can be used in either a self-administered or a hetero-administered manner, no interrater reliability studies of the hetero-administered FTND were found in the literature to date (Meneses-Gaya et al., 2009).

A recent review of the FTND (Meneses-Gaya et al., 2009) identified a single study that assessed the test's sensitivity and specificity (Mikami et al., 1999) and found satisfactory results compared with the *DSM-III-R* as a gold standard. In spite of the fact that the FTND and the HSI are widely used, no validation studies have defined optimum cutoff scores for different populations. Furthermore, no validation studies have assessed the sensitivity, specificity, and positive and negative predictive validity of these tools using appropriate diagnostic standards for comparison, such as the Structured Clinical Interview for *DSM-IV* (SCID-IV) or the Composite International Diagnostic Interview. In our context, the predictive validity of the FTND remains undescribed.

Several studies have used exploratory factor analysis (EFA) and principal-components analysis (PCA) to evaluate the FTND in different populations and have obtained inconsistent results.

One study using EFA (Heatherton et al., 1991) and two studies using PCA with varimax rotations found that the FTND has only one factor (Etter et al., 1999; Wellman et al., 2006). However, other studies using EFA reported that the FTND measures two factors, with small differences observed in the questions that compose the factors (Burling & Burling, 2003; Payne, Smith, McCracken, McSherry, & Antony, 1994; Radzius et al., 2003). These studies found one factor related to consumption patterns (Factor 1—labeled “smoking pattern”) and a second factor related to the urgency for nicotine replacement (Factor 2—labeled “morning smoking”). The adequacy of the bifactorial model was later confirmed by additional confirmatory factor analysis (CFA) studies (Breteler, Hilberink, Zeeman, & Lammers, 2004; Buckley et al., 2005; Huang, Lin, & Wang, 2006; Richardson & Ratner, 2005). Nevertheless, the validity of the second factor is still in question because it is not universally supported by CFA analysis and displayed low internal consistency in an evaluation study (Haddock et al., 1999; John et al., 2004).

Given the lack of consensus on the psychometric qualities of the FTND and the HSI, the present study is aimed at assessing the reliability, validity, and factor structure of the Brazilian versions of the FTND and the validity of the HSI in three clinical and nonclinical samples, using the SCID-IV (Del-Ben, Vilela, Crippa, Labate, & Zuardi, 2001) as a comparative diagnostic measure.

## Methods

### Subjects

The test-retest reliability study was conducted in the population of students ( $N = 429$ ) enrolled in four health-related courses at a private university in Brazil (University of Franca, São Paulo). We invited all self-reported smokers to participate in the study and enrolled a total of 61 students (14.2%). The university sample consisted of 34 (56%) men and 27 (44%) women, with an average age of 24 years ( $SD = \pm 6$ ) and with a range from 18 to 70 years.

The interrater reliability study was conducted in the population of patients assisted at a psychosocial care center for alcohol and drug users (PCC-AD). We approached 40 patients, of whom 30 (75%) self-reported as smokers and agreed to participate in the study. The PCC-AD sample comprised mostly men ( $n = 27$ , 90%), with an average age of 42 years ( $SD \pm 13$ ), 34% of whom were either illiterate or had incomplete basic education, 35% had not completed elementary school, 18% had not completed high school, and 14% had completed high school.

The assessment of the predictive validity and internal consistency was conducted in patients assisted at the PCC-AD and in patients assisted at an emergency unit in the city of Franca, north-eastern São Paulo, Brazil. We approached 81 PCC-AD patients and 449 emergency unit patients, of whom 271 (51.1%) self-reported as smokers and agreed to participate in the study. The sample involved mostly male individuals ( $n = 182$ , 67%), with an average age of 38 years ( $SD \pm 12$ ); 39% of these participants were either illiterate or had incomplete basic education, 39% had completed elementary school, 8% had not finished high school, and 14% had completed high school. Compared with the excluded sample, smokers tended to belong to lower socioeconomic layers and to have lower educational attainment.

The participants were personally contacted and invited by the investigators to take part in the study.

## Procedure

Data for the test-retest reliability study were collected in April and May 2006. The FTND was administered collectively to the student sample, and testing took place in a classroom. Consented subjects completed both an identification questionnaire and the screening instrument at this testing session. The second application of the FTND occurred 15 days later, with the test-retest performed in the same manner as the previous application.

The interrater reliability study was performed by two raters: an investigator and a collaborating psychologist. The raters had no close relationship and were extensively trained in the use of the screening instruments. Both raters were present at each patient session. At each session, one rater would apply the FTND, while the other would perform an independent clinical assessment on a separate evaluation sheet. The raters completed their evaluations independently without consultation. Data for the interrater reliability study were collected in June 2006.

In the study of predictive validity, subjects initially completed an identification questionnaire and responded to the FTND applied by the collaborating psychologist. At this stage, participants also responded to other screening instruments related to the dependence on alcohol and indicators of depression, for the purposes of a separate study. The volunteers were then submitted to a diagnostic interview (SCID-IV) performed by the investigator, who was blinded to each volunteer's responses to the FTND and other instruments. The interviews were individual and took place in a room where only the rater and the subject were present. The analysis of the HSI was performed using Items 1 and 4 of the FTND, since the HSI was not applied separately. Data for the validity study were collected from February to May 2006.

The study was approved by the Medical Research Ethics Committee of the Ribeirão Preto Medical School, University of São Paulo (HCRP process number 15402/2005). The technical coordinators of the PCC-AD and the University of Franca also analyzed and authorized the completion of the study.

## Data analysis

In the reliability analysis, the levels of agreement between the instruments administered for the test-retest study and between the two evaluations performed in the interrater reliability study were examined. The reliability coefficients were estimated by the kappa for individual items and by the intraclass correlation coefficient (ICC) for the total score.

In the predictive validity study, receiver-operating characteristic (ROC) curves were built to examine the cutoff scores of the HSI and the FTND that corresponded to the diagnosis of dependence on nicotine (distinguishing between true positive and false positive). The chosen cutoff scores were those that maximized both sensitivity and specificity. Cronbach's alpha was used to assess the internal consistencies of the FTND and the HSI.

The Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) index was calculated to evaluate the sampling adequacy for the factorial analysis. The Kaiser criterion (eigenvalue  $> 1$ ) was used as a guide as to how many factors should be retained. As an exploratory measure, a PCA without rotation of the FTND was performed. The results were validated by a CFA using the following criteria: goodness-of-fit index ( $GFI > .85$ ), adjusted goodness-of-fit index ( $AGFI > .80$ ), root mean square error of approximation ( $RMSEA < .10$ ), and chi-square/ $df$  ( $\chi^2/df < 5$ ; Marsh, Balla, & McDonald, 1988; Taylor, Bagby, & Parker, 2003). Analyses were performed with SAS software (version 9.0), and  $p$  values less than .05 were considered statistically significant.

## Results

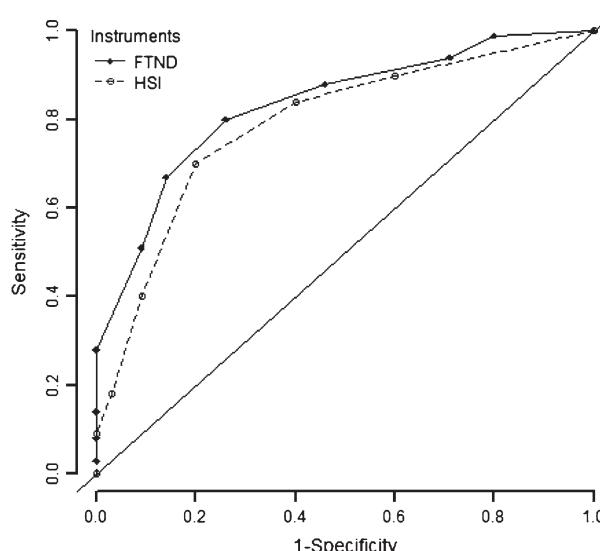
### Reliability

In the test-retest reliability study, the correlation coefficient for the total score was very high, indicating excellent test-retest reliability ( $ICC = .92$ ,  $CI = 0.91\text{--}0.94$ ; Snedecor, Cochran, & Cox, 1989). In the analysis of individual items, the kappa varied between .56 (Question 2) and .79 (Question 4). An even higher correlation coefficient of .99 ( $CI = 0.98\text{--}1$ ) was found in the interrater reliability study. In the evaluation of individual items, an almost perfect correlation was found for all the questions of the instrument, Item 2 again having the lowest value (kappa between .89 and 1).

### Predictive validity

According to the SCID-IV, the diagnosis of dependence on nicotine was confirmed in 87% ( $n = 236$ ) of the participants. The areas under the ROC curve of the scales were high, with the FTND having a larger area than the HSI (.83 vs. .79; Figure 1).

The FTND, at the cutoff score of 4, presented a sensitivity of .80, specificity of .74, positive predictive value (PPV) of .95, and negative predictive value (NPV) of .30. The HSI, at the cutoff score of 2, presented a sensitivity of .84, specificity of .60, and PPV and NPV of .93 and .18, respectively. The NPV was low



**Figure 1.** Receiver-operating characteristic curves of the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND) and Heaviness of Smoking Index (HSI) as screening instrument for tobacco dependence in respect to the Structured Clinical Interview for *DSM-IV* diagnosis.

both for the FTND and for the HSI. Table 1 shows the values of sensitivity, specificity, PPV, and NPV for the different cutoff scores of the FTND and the HSI.

## Factor analysis

The overall KMO measure of sampling adequacy was .62, which places it in the moderate range. According to Kaiser's criteria (eigenvalue > 1), two factors were identified, which together explained 50% of variation in the instrument. The impact analysis of each individual factor showed that Factor 1 responded for 31% and Factor 2 for 19% of the variance in the data.

We found that Questions 1, 2, 4, and 6 from the first factor are possibly related to the pattern of tobacco consumption. Questions 3 and 5 belong to the second factor, which is apparently related to urgency of nicotine replacement. The results of the EFA of the FTND are shown in Table 2. The adequacy of the bifactorial model was supported by the CFA, which yielded satisfactory indicators ( $GFI = .98$ ;  $AGFI = .95$ ;  $RMSEA = .07$ ; and  $\chi^2/df = 2.21$ ).

## Internal consistency

The evaluation of the internal consistency of the FTND resulted in a high Cronbach's alpha coefficient of .83. The analysis of the internal consistency of Factor 1 yielded an alpha of .80, while Factor 2 presented low internal consistency, with an alpha of .62.

In this study, the HSI presented an internal consistency value of .56, which is lower than the traditionally recommended level of .60 (Nunnally & Bernstein, 1994).

## Discussion

Despite their wide use in research and clinical practice, the FTND and HSI had thus far not been validated for use in diverse cultures. In particular, no specific cutoff points had been established for the Brazilian version of these tools. Previous interrater

reliability studies of these instruments lacked adequate systematization between intervals. In addition, most studies of the discriminant validity of these tests did not use properly structured interviews such as the SCID-IV for comparison. We attempted to address these questions in our study and, to our knowledge, conducted the first interrater reliability study of the FTND used in a hetero-administered manner. Our study establishes the validity of the hetero-administered FTND, a finding that is particularly important given that tobacco dependence is a major public health problem in developing countries, where a high proportion of the population is fully or partially illiterate and thus cannot benefit from self-administered assessment instruments. Therefore, hetero-administered tools are optimal in populations with low literacy rates.

The results of our study suggest that the FTND is a reliable scale, both in its self-administered and rater-administered forms. It is believed that its simple application, rating, and interpretation facilitate consistency in the application and interpretation between raters. The high correlation indices found in the test-retest reliability study are similar to those observed in other studies conducted in different populations, countries, and contexts (Meneses-Gaya et al., 2009). In addition, another study conducted in Brazil (Carmo & Pueyo, 2002) obtained a correlation index of .91, with a significantly higher interval of application (6 weeks). Accordingly, we can conclude that the FTND is a reliable instrument even when it is used with long periods between applications.

In the seminal evaluation study of the FTND (Heatherton et al., 1991), the authors adopted a cutoff score of 7 or more, although the authors did not follow standard psychometric methods to select that cutoff. In the present study, the SCID-IV was used as a comparative diagnostic measure, and in accordance with analysis of the ROC curve, we observed better values of sensitivity and specificity (.80 and .74, respectively), with a cutoff score of 4. Similar results were found in a study performed in Japan with a cutoff score of 5, with sensitivity and specificity values of .75 and .80, respectively (Mikami et al., 1999).

The HSI presented a sensitivity of .84 and specificity of .60, with a cutoff score of 2. This result could not be contrasted with others from previous studies, since no prior studies used a standardized diagnostic interview as a comparison (Chabrol et al., 2005; De Leon et al., 2003).

Thus, our results suggest that both the FTND and the HSI are valid, although the low NPVs reveal that the tests do not successfully assess individuals not dependent on nicotine. In the context of this study, the NPV measures the probability that a negative result obtained with the instrument is in fact negative. The low NPV in our study is likely attributable to the high prevalence of nicotine dependence in our sample (87%) because it is known that the NPV is influenced by the prevalence of the studied phenomenon in the population (Pagano & Gauvreau, 2004).

In the present study, the FTND presented a Cronbach's alpha coefficient superior to that observed in other studies, whose values ranged between .55 and .74 (Burling & Burling, 2003; Heatherton et al., 1991; Payne et al., 1994; Pomerleau, Carton, Lutzke, Flessland, & Pomerleau, 1994). The HSI presented an internal consistency much lower than that of the FTND and below the recommended scientific standards (Nunnally & Bernstein, 1994).

**Table 1. Cutoff points and performance of screening instruments (FTND and HSI) for determining nicotine dependence**

Test	Cutoff	Se	Sp	Se + Sp	PPV	NPV	AUC
FTND	3	.88	.54	1.42	.93	.15	.83
	4	<b>.80</b>	<b>.74</b>	<b>1.54</b>	<b>.95</b>	<b>.30</b>	
	5	.67	.86	1.53	.97	.47	
	6	.51	.91	1.42	.98	.61	
HSI	1	.90	.40	1.30	.91	.09	.79
	2	<b>.84</b>	<b>.60</b>	<b>1.44</b>	<b>.93</b>	<b>.18</b>	
	3	.70	.80	1.50	.96	.37	
	4	.40	.91	1.32	.97	.61	

*Note.* Values in bold indicate the optimal cutoff points for each instrument. AUC = area under the curve; NPV = negative predictive value; PPV = positive predictive value; FTND = Fagerström Test for Nicotine Dependence; HSI = Heaviness of Smoking Index; Se = sensitivity; Sp = specificity; Se + Sp = sensitivity plus specificity.

**Table 2. FTND factors and item loadings (n = 271)**

Items of the FTND	Factor 1	Factor 2
1. How soon do you smoke your first cigarette?	.73	-.14
2. Difficulty to refrain where smoking is forbidden	.44	.11
3. Which cigarette would you hate most to give up?	.36	.72
4. How many cigarettes/day do you smoke?	.68	-.33
5. Smoke more frequently during the first hours than the rest of the day	.46	.54
6. Do you smoke even if you are so ill that you are in bed?	.58	-.40

*Note.* Factor 1, smoking pattern; Factor 2, morning smoking; FTND = Fagerström Test for Nicotine Dependence.

Nonetheless, our results were consistent with several prior studies (Burling & Burling; Etter, 2005).

The results of the EFA and the FTND suggest the existence of two factors, which is in accordance with previous reports. Regarding the distribution of the items according to the factors, we found that Questions 1, 2, 4, and 6 are part of another factor related to the pattern of consumption (Factor 1—labeled “smoking pattern”) and that Questions 3 and 5 are part of a second factor, which may be related to the urgency for nicotine replacement (Factor 2—labeled “morning smoking”). However, the internal consistency values of the factors (.80 and .62) were lower than that for the complete scale, with the internal consistency of Factor 2 (morning smoking) being lower than the acceptable levels of consistency (Cortina, 1993). The proposed bifactorial model was confirmed and supported by satisfactory indexes in the CFA.

A limitation of this study is that the HSI was not applied separately and was instead reconstructed out of questions extracted from the FTND. In addition, the psychometric qualities of the scales were evaluated in two clinical samples (basic care patients and psychiatric patients). Thus, these findings cannot be generalized for the whole population. However, our study improved on most previous studies by controlling for the interval between applications in the test–retest reliability study. Nevertheless, future studies assessing the psychometric qualities of the FTND and the HSI in the general population are still necessary.

In conclusion, we can state that the results of the present study confirm the validity and reliability of the Brazilian versions of the FTND and the HSI to screen nicotine dependence indicators. The Brazilian FTND and HSI may help health care professionals in the assessment of nicotine dependence and may help clinicians determine which patients should be referred to undergo cessation treatments.

## Funding

CMG is recipient of a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Brazil) fellowship. AWZ (1C), SRL (1B), and JASC (1C) are recipients of Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (Brazil) Productivity Awards. Research is supported in part by a Fundação de Apoio ao Ensino,

Pesquisa e Assistência do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (Brazil) fellowship.

## Declaration of Interests

*None declared.*

## References

- Breteler, M. H., Hilberink, S. R., Zeeman, G., & Lammers, S. M. (2004). Compulsive smoking: The development of a Rasch homogeneous scale of nicotine dependence. *Addictive Behaviors*, 29, 199–205.
- Buckley, T. C., Mozley, S. L., Holohan, D. R., Walsh, K., Beckham, J. C., & Kassel, J. D. (2005). A psychometric evaluation of the Fagerström Test for Nicotine Dependence in PTSD smokers. *Addictive Behaviors*, 30, 1029–1033.
- Burling, A. S., & Burling, T. A. (2003). A comparison of self-report measures of nicotine dependence among male drug/alcohol-dependent cigarette smokers. *Nicotine & Tobacco Research*, 5, 625–633.
- Carmo, J. T., & Pueyo, A. A. (2002). Adaptation into Portuguese for the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND) to evaluate the dependence and tolerance for nicotine in Brazilian smoker. *Revista Brasileira de Medicina*, 59(1), 73–80.
- Chabrol, H., Niezborala, M., Chastan, E., & De Leon, J. (2005). Comparison of the Heavy Smoking Index and of the Fagerström Test for Nicotine Dependence in a sample of 749 cigarette smokers. *Addictive Behaviors*, 30, 1474–1477.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78, 98–104.
- Crippa, J. A., Sanches, R. F., Hallak, J. E. C., Loureiro, S. R., & Zuardi, A. W. (2001). A structured interview guide increases Brief Psychiatric Rating Scale reliability in raters with low clinical experience. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 103, 465–470.
- De Leon, J., Diaz, F. J., Becona, E., Gurpegui, M., Jurado, D., & Gonzalez-Pinto, A. (2003). Exploring brief measures of nicotine dependence for epidemiological survey. *Addictive Behaviors*, 28, 1481–1486.
- Del-Ben, C. M., Vilela, J. A., Crippa, J. A. S., Labate, C. M., & Zuardi, A. W. (2001). Confiabilidade teste-reteste da Entrevista Clínica Estruturada para o DSM-IV (SCID) versão clínica. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 23(6), 156–159.
- Etter, J. F. (2005). A comparison of the content-, construct- and predictive validity of the cigarette dependence scale and the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *Drug and Alcohol Dependence*, 77, 259–268.
- Etter, J. F., Duc, T. V., & Perneger, T. V. (1999). Validity of the Fagerström Test for Nicotine Dependence and of the Heaviness of Smoking Index among relatively light smokers. *Addiction*, 94, 269–281.

## Fagerström Test for Nicotine Dependence and Heaviness of Smoking Index

- Fagerström, K. O. (1978). Measuring degree of physical dependence to tobacco smoking with reference to individualization of treatment. *Addictive Behavior*, 3, 235–241.
- Fagerström, K. O., & Schneider, N. G. (1989). Measuring nicotine dependence: A review of the FTQ. *Journal of Behavioral Medicine*, 12, 158–182.
- Haddock, C. K., Lando, H., Klesges, R. C., Talcott, G. W., & Renaud, E. A. (1999). A study of the psychometric and predictive properties of the Fagerström Test for Nicotine Dependence in a population of young smokers. *Nicotine & Tobacco Research*, 1, 59–66.
- Heatherton, T. F., Kozlowski, L. T., Frecker, R. C., & Fagerström, K. O. (1991). The Fagerström Test for Nicotine Dependence: A revision of the Fagerström Tolerance Questionnaire. *British Journal of Addiction*, 86, 1119–1127.
- Heatherton, T. F., Kozlowski, L. T., Frecker, R. C., Rickert, W., & Robinson, J. (1989). Measuring the heaviness of smoking using self-reported time to first cigarette of the day and number of cigarettes smoked per day. *British Journal of Addiction*, 84, 791–800.
- Huang, C. L., Lin, H. H., & Wang, H. H. (2006). The psychometric properties of the Chinese version of the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *Addictive Behaviors*, 31, 2324–2327.
- Hudmon, K. S., Pomerleau, C. S., Brigham, J., Javitz, H., & Swan, G. E. (2005). Validity of retrospective assessments of nicotine dependence: A preliminary report. *Addictive Behaviors*, 30, 613–617.
- John, U., Meyer, C., Schumann, A., Hapke, U., Rumpf, H-J, Adam, C., et al. (2004). A short form of the Fagerström Test for Nicotine Dependence and the Heaviness of Smoking Index in two adult population samples. *Addictive Behaviors*, 29, 1207–1212.
- Kozlowski, L. T., Porter, C. Q., Orleans, C. T., Pope, M. A., & Heatherton, T. F. (1994). Predicting smoking cessation with self-reported measures of nicotine dependence: FTQ, FTND, and HSI. *Drug and Alcohol Dependence*, 34, 211–216.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 391–410.
- Meneses-Gaya, I. C., Zuardi, A. W., Loureiro, S. R., & Crippa, J. A. S. (2009). As propriedades psicométricas do Teste de Dependência de Nicotina de Fagerström (FTND): uma revisão sistemática. Psychometric properties of the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND): A systematic review. *Jornal Brasileiro de Pneumologia*, 35, 73–82.
- Mikami, I., Akechi, T., Kugaya, A., Okuyama, T., Nakano, T., Okamura, H., et al. (1999). Screening for nicotine dependence among smoking-related cancer patients. *Japanese Journal of Cancer Research*, 90, 1071–1075.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Pagano, M., & Gauvreau, K. (2004). *Princípios de Bioestatística*. São Paulo, Brazil: Thomson.
- Payne, T. J., Smith, P. O., McCracken, L. M., McSherry, W. C., & Antony, M. M. (1994). Assessing nicotine dependence: A comparison of the Fagerström Tolerance Questionnaire (FTQ) with the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND) in a clinical sample. *Addictive Behaviors*, 19, 307–317.
- Pomerleau, C. S., Carton, S. M., Lutzke, M. L., Flessland, K. A., & Pomerleau, O. F. (1994). Reliability of the Fagerström Tolerance Questionnaire and the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *Addictive Behaviors*, 19, 33–39.
- Radzis, A., Gallo, J. J., Epstein, D. H., Gorelick, D. A., Cadet, J. L., Uhl, G. E., et al. (2003). A factor analysis of the Fagerström Test for Nicotine Dependence (FTND). *Nicotine & Tobacco Research*, 5, 255–260.
- Richardson, C. G., & Ratner, P. A. (2005). A confirmatory factor analysis of the Fagerström Test for Nicotine Dependence. *Addictive Behaviors*, 30, 697–709.
- Siahpush, M., McNeill, A., Borland, R., & Fong, G. T. (2006). Socioeconomic variations in nicotine dependence, self-efficacy, and intention to quit across four countries: Findings from the International Tobacco Control (ITC) Four Country Survey. *Tobacco Control*, 15, 71–75.
- Snedecor, G., Cochran, W., & Cox, D. (1989). *Statistical methods* (8th ed.). Ames, IA: Iowa State University Press.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. A. (2003). The twenty Item Toronto Alexithymia Scale IV. Reliability and factorial validity in different languages and cultures. *Journal of Psychosomatic Research*, 55, 277–283.
- Vink, J. M., Willemse, G., Beem, A. L., & Boomsma, D. I. (2005). The Fagerström Test for Nicotine Dependence in a Dutch sample of daily smokers and ex-smokers. *Addictive Behaviors*, 30, 575–579.
- Weinberger, A. H., Reuteneruer, E. L., Allen, T. M., Termine, A., Vessicchio, J. C., Sacco, K. A., et al. (2007). Reliability of the Fagerström Test for Nicotine Dependence, Minnesota Nicotine Withdrawal Scale, and Tiffany Questionnaire for Smoking Urges in smokers with and without schizophrenia. *Drug and Alcohol Dependence*, 86, 278–282.
- Wellman, R. J., DiFranza, J. R., Pbert, L., Fletcher, K. E., Flint, A., Young, M. H., et al. (2006). A comparison of the psychometric properties of the hooked on nicotine checklist and the modified Fagerström Tolerance Questionnaire. *Addictive Behaviors*, 31, 486–495.

## Original Article

# The Fast Alcohol Screening Test (FAST) is as Good as the AUDIT to Screen Alcohol Use Disorders

CAROLINA MENESES-GAYA,<sup>1</sup> JOSÉ ALEXANDRE S. CRIPPA,<sup>1</sup> ANTONIO WALDO ZUARDI,<sup>1</sup> SONIA REGINA LOUREIRO,<sup>1</sup> JAIME E. C. HALLAK,<sup>1</sup> CLARISSA TRZESNIAK,<sup>1</sup> JOÃO PAULO MACHADO DE SOUSA,<sup>1</sup> MARCOS HORTES NISIHARA CHAGAS,<sup>1</sup> ROBERTO MOLINA SOUZA<sup>2</sup> AND ROCIO MARTÍN-SANTOS<sup>3</sup>

<sup>1</sup>São Paulo University, Neurosciences and Behavior; INCT Translational Medicine, Ribeirão Preto, Brazil

<sup>2</sup>Sao Paulo University, Social Medicine, Ribeirão Preto, Brazil

<sup>3</sup>Department of Psychiatry, Institute of Neurosciences, Hospital Clinic, IDIBAPS, CIBERSAM, Barcelona, Spain

*This study was aimed at assessing the psychometric qualities of the fast alcohol screening test (FAST), and at comparing these qualities to those of the alcohol use disorders identification test (AUDIT) in three samples of Brazilian adults: (i) subjects attended at an emergency department (530); (ii) patients from a psychosocial care center (40); and (iii) university students (429). The structured clinical interview for diagnosis (SCID)-IV was used as gold standard. The FAST demonstrated high test-retest and interrater reliability coefficients, as well as high predictive and concurrent validity values. The results attest the validity and reliability of the Brazilian version of the FAST for the screening of indicators of alcohol abuse and dependence.*

**Keywords** Fast alcohol screening test; alcohol use disorders identification test; psychometric properties; alcohol use disorders

C.M.G., C.T., and J.P.M.S. are recipients of grants from the Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP, Brazil). A.W.Z. (1C), S.R.L. (1B) and J.A.S.C. (1C) are recipients of Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq, Brazil) productivity awards. This research was supported in part by a Fundação de Apoio ao Ensino, Pesquisa e Assistência do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FAEPA, Brazil) grant; and SGR2009/1435 (Departament d'Universitats Innovació i Empresa, Generalitat de Catalunya, Spain). Finally, we would like to thank Professor Rodrigo Bressan (UNIFESP), Professor Dr. Margarita A. Villar (Ribeirão Preto Nursing School – USP), and Professor Dr. Ronaldo Laranjeira (UNIFESP) for their valuable contributions.

Address correspondence to Professor José Alexandre S. Crippa MD, Ph.D., São Paulo University, Neurosciences and Behavior; INCT Translational Medicine, CEP: 14048-900, Ribeirão Preto, Brazil; E-mail: jccrippa@fmrp.usp.br

## Introduction

Hazardous alcohol consumption is a major public health problem and, as a consequence, the detection of alcohol use disorders (AUD) is of great importance for mental health professionals (Gómez, Conde, Santana, and Jorrín, 2005). Accordingly, the use of appropriate screening instruments for each population is crucial in order to identify, prevent, and offer early treatment to alcohol consumption-related problems.

Among the various instruments designed to screen alcohol consumption-related problems, the alcohol use disorders identification test (AUDIT), designed by the WHO in the late 1980s, has gained considerable importance (Babor, La Fuente, Saunders, and Grant, 1992). The AUDIT is a 10-item scale designed to assess the individual's consumption of alcohol in the last 12 months. Scores can range from 0 to 40, and the generally accepted cutoff point of the scale to identify potentially hazardous alcohol intake is 8. Although AUDIT has been well validated and is a very useful screening test, there are some situations, such as very busy medical settings, where a 10-item questionnaire takes too long to administer routinely. As a consequence, a number of very brief tests have been developed (Reinert and Allen, 2007). These versions are of great value, since they allow for faster screening of AUD, particularly in busy medical settings.

One of such versions is the fast alcohol screening test (FAST), which consists of question numbers three, five, eight, and ten of the AUDIT. The modified first question of the FAST (item three of the AUDIT), the amount of drinks consumed in a single occasion is no longer the same for men and women (six or more), now reads "eight or more doses" for men and "six or more doses" for women.

The FAST was initially validated using the AUDIT as a comparative measure (Hodgson, Alwyn, John, Thom, and Smith, 2002). In their study, Hodgson et al. (2002) observed that item three alone identified 66% of those patients with alcohol consumption-related problems, while items five, eight, and ten completed the screening process. The FAST presented sensitivity higher than 0.90 and specificity above 0.89.

Hodgson et al. (2003) conducted another study on the FAST, which investigated the sensitivity and specificity of the instrument in terms of age and gender. Moreover, they compared the performance of the FAST with two other abbreviated tests: the Paddington alcohol test (PAT) and the CAGE. The FAST showed better results than the other two, with sensitivity and specificity of 0.93 and 0.88, respectively.

Another more recent study evaluated the psychometric properties of the FAST using the weekly alcohol intake as a comparative diagnostic measure (280 g for men and 168 g for women). The authors observed that the FAST presented sensitivity of 0.80 and specificity of 0.94 at the cutoff score of 3 (Gómez et al., 2005).

These results attest the efficiency of the FAST in screening for subjects with alcohol consumption-related problems in a quick and objective way. However, there is a clear necessity for test-retest and interrater reliability studies and further validation studies in order to define the best cutoff points for each population and in different countries, languages and cultures. In particular, it is important to measure the instrument's sensitivity, specificity, and positive and negative predictive validity having adequate diagnostic instruments as comparative measures (Hodgson et al., 2002), as is the case of the structured clinical interview for diagnosis – clinical version (SCID-CV) or the composite international diagnostic interview (CIDI), which has not been done so far.

Thus, this study aimed at evaluating the FAST psychometric qualities and at comparing them with those of the AUDIT in the screening of alcohol abuse and dependence in three clinical and nonclinical samples of Brazilian adults, using the Brazilian version of the SCID-IV (Del-Ben, Vilela, Crippa, Labate, and Zuardi, 2001) as the comparative diagnostic measure.

## Method

### Subjects

The participants to compose the clinical samples were recruited from a psychosocial care center for alcohol and drug users (PCC-AD) and among patients attended at an emergency department. The nonclinical sample consisted of students from a private university (University of Franca) in the city of Franca, northeast São Paulo, Brazil. All the subjects were directly contacted by the researchers and invited to participate while awaiting for their appointments. The inclusion criteria used were individuals of both genders, older than 18 years, belonging to any socioeconomic layer and who gave signed informed consent to participate. The clinical sample did not include severely ill and mentally affected patients.

The test-retest reliability study was conducted in a population of 429 students enrolled in four health-related courses. In order to compose this sample, 491 students were invited to participate; 25 (5%) individuals did not agree to take part and 37 (8%) subjects who had completed the first evaluation were absent in the second and were thus excluded from the study. The interrater reliability study involved a population of 40 patients assisted at the PCC-AD.

The assessment of the predictive validity and internal consistency comprised 81 patients assisted at the PCC-AD and 449 patients assisted at an emergency department (total sample = 530). A total of 88 patients of the PCC-AD were invited to participate; five (6%) did not agree and two (2%) were not excluded due to mental confusion. In the emergency department, 491 patients were invited, 28 (6%) did not agree to participate, 10 (2%) had to leave before completing the evaluation, and four (1%) presented with mental confusion and were not included in the final sample.

### *Translation and Adaptation of the FAST Into Portuguese*

The FAST was translated from its original version in English into Brazilian Portuguese by four researchers: two Brazilian psychiatrists, one clinical psychologist, and one psychiatric nurse. All were Brazilian by birth and proficient in the English language. The four versions were compared and discussed and a single, final version was drafted and assessed by a psychiatrist specialized in alcohol and drug abuse who had participated in the adaptation of the AUDIT for the Brazilian population. The final version was back-translated into English by a bilingual psychiatrist who had had no previous access to the original scale and was then sent to the authors for appraisal. The authors of the FAST suggested no changes, regarding the version as adequate and as the official Portuguese version (Appendix).

In order to assess the semantic comprehension of the scale, a pilot study was conducted with 10 inpatients of a unit for the treatment of alcohol- and drug-related disorders at a psychiatric hospital. No obstacles to comprehension were reported.

### *Procedure*

The data were collected in the first semester of 2006 by a researcher and an assistant psychologist, both with extensive training in the use of the rating scales.

In the test-retest reliability study, the scales were applied collectively in a classroom. The subjects who signed the informed consent filled up a brochure with the identification questionnaire and the screening instrument. The second session, not previously mentioned, took place 15 days later, following the same protocol of the first one.

The study of reliability between different raters was performed individually in a room of the PCC-AD, where both examiners were present. While one of examiners performed the evaluation and recorded the results, the second performed independent ratings in another brochure. FAST was filled out immediately after each interview and kept inside individual envelopes for later disclosure. Following the initial guidance there was no further discussion among raters, and no information about the tests was shared until the end of the study.

In the predictive validity study (samples from the PCC-AD and the emergency department), the subjects initially filled up an identification questionnaire and the screening instruments (AUDIT and FAST) applied by the assistant psychologist. At this point, the volunteers also responded to other screening instruments for tobacco dependence and indicators of depression, which are the object of another study. Afterward, they responded to the diagnostic interview (SCID-IV) carried out in a separate room by the researcher, who was blind to the results of the previous instruments. The interviews were individual and took place in private rooms where only the examiner and the subject were allowed to enter.

The study was approved by the Ethical Committee on Medical Research of the Ribeirão Preto Medical School (Process 15402/2005). The technical boards of the PCC-AD and the emergency service, as well as the research committee of the University of Franca, also analyzed and authorized the study to be conducted.

### **Data Analysis**

In the reliability study the level of agreement between the different ratings was assessed, that is, between the first and second ratings (test-retest) and between the ratings of the two examiners. The reliability coefficient was estimated by means of the Kappa for the individual items and by the intraclass correlation coefficient (ICC) for the total score.

In the predictive validity study, ROC (receiver operating characteristic) curves were built to examine the cutoff points of the FAST and the AUDIT, which corresponded to the diagnosis of alcohol and drug abuse and dependence (distinguishing between true versus false positive cases). Cutoff scores were chosen, which maximized sensitivity and specificity at the same time and presented the highest accuracy values.

Cronbach's alpha was used in order to investigate the internal consistency of the screening instruments. The concurrent validity between the scales was analyzed by means of Pearson's correlation coefficient. The statistical analyses were performed using the SPSS 13.0 (SPSS Incorporated, 2001) and statistical significance was set at  $p < 0.05$ .

## **Results**

### **Demographic Profile**

The sample of the test-retest reliability study consisted of 147 (34%) male individuals and 282 (66%) female individuals, and the mean age was 23 ( $SD \pm 6$ ) years. The university students belonged to four health-related courses and 50% of them were attending the first year.

The sample assessed in the study of interrater reliability consisted predominantly of male individuals (90%,  $N = 36$ ), with a mean age of 42 ( $SD \pm 12$ ) years and a low educational level.

The participants of the study on the validity and internal consistency of the FAST were 66% ( $N = 351$ ) male, aged 36 ( $SD \pm 13$ ) years, and also had a low educational level. Significant differences were found between the PCC-AD and the emergency department

samples, with PCC-AD patients being predominantly male (81.5%), with a higher mean age (41 years), lower proportions of unemployment and absenteeism (67%), and different socioeconomic classification.

The sociodemographic characterization of the samples involved in the evaluation of the interrater reliability and predictive validity of the FAST and the AUDIT is shown in Table 1.

### **Reliability**

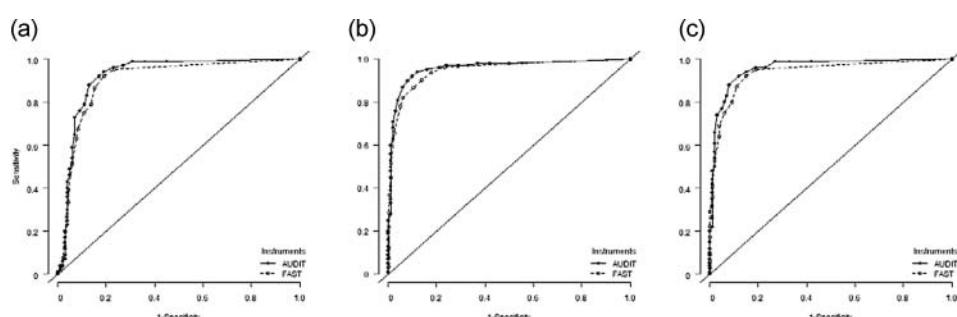
The evaluation of the interrater reliability of the total scores in the FAST yielded a perfect correlation ( $ICC = 1$ ). In the analysis of individual items, the values were high, with all the questions presenting values above 0.97.

In the test-retest reliability study, the ICC for the total score was 0.82, the benchmark of excellent agreement. In the analysis of individual items, the values ranged between a moderate correlation of 0.50 (item three) and a substantial correlation of 0.73 (item four).

### **Predictive Validity**

According to the results of the SCID-IV, the diagnosis of alcohol abuse was confirmed in 9% ( $N = 49$ ) of total participants [13% ( $N = 45$ ) male and 2% ( $N = 4$ ) female], and the diagnosis of dependence in 33% ( $N = 174$ ) of the total sample [40% ( $N = 140$ ) male and 19% ( $N = 34$ ) female]. Thus, 42% ( $N = 223$ ) of all subjects were diagnosed with some AUD [53% ( $N = 185$ ) male and 21% ( $N = 38$ ) female].

The total sample ( $N = 530$ ) was analyzed using the ROC curve. The areas under the curve for the FAST and the AUDIT to identify abuse, dependence, and AUDs were high. Figure 1 shows the curves obtained. An attempt was made to assess the most efficient validity and cutoff points in relation to gender, in agreement with previous reports on the need to adopt different cutoff scores for men and women (Aalto, Tuunanan, Sillanaukee, and Seppa, 2006; Bradley et al., 2003; Péruña-de-Torres et al., 2005; Reinert and Allen, 2002). However, we examined only the validity of the scales to screen alcohol dependence, since the low rate of women diagnosed with alcohol abuse did not allow for the analysis. Table 2 presents the main results of the analysis of the predictive validity of the FAST and AUDIT.



**Figure 1.** Receiver operating characteristic curves of the FAST and AUDIT as screening instruments for (a) alcohol abuse, (b) dependence, and (c) AUDs in respect to the SCID diagnosis.

**Table 1**  
Sociodemographic characteristics of the samples involved in the evaluation of the interrater reliability and predictive validity of the FAST and the AUDIT

Variables	Interrater reliability study		Predictive validity study		
	PCC-AD (N = 40)	ED (N = 449)	PCC-AD (N = 81)	Total (N = 530)	p-value (p ≤ 0.05)
Gender [% (N)]					
Male	90 (36)	63.5 (285)	81.5 (66)	66 (351)	< 0.01*
Female	10 (4)	36.5 (164)	18.5 (15)	34 (179)	
Mean age (SD)	42 (12)	35 (13)	41 (11)	36 (13)	< 0.01*
Marital status [% (N)]					
Married/Stable relationship	35 (14)	53 (240)	37 (30)	51 (270)	
Single	42.5 (17)	34 (151)	36 (29)	34 (180)	< 0.01*
Divorced/Widowed	22.5 (9)	13 (58)	27 (22)	15 (80)	
Education [% (N)]					
None/Elementary	55 (22)	31 (139)	43.5 (35)	32.5 (174)	0.07
Junior High School	15 (6)	37 (165)	34 (28)	37 (193)	
High School/University	30 (12)	32 (145)	22.5 (18)	30.5 (163)	
Race (BGE – Brazil) [% (N)]					
Caucasian	67.5 (27)	54 (244)	52 (42)	54 (286)	0.72
Non-caucasian	32.5 (13)	46 (205)	48 (39)	46 (244)	

(Continued on next page)

**Table 1**  
Sociodemographic characteristics of the samples involved in the evaluation of the interrater reliability and predictive validity of the FAST and the AUDIT (*Continued*)

Variables	Interrater reliability study		Predictive validity study		
	PCC-AD (N = 40)	ED (N = 449)	PCC-AD (N = 81)	Total (N = 530)	p-value (p ≤ 0.05)
Religion [% (N)]					
Pentecostal	10 (4)	15 (69)	14 (11)	15 (80)	0.87
Non-pentecostal	90 (36)	85 (380)	86 (70)	85 (450)	
Labor status [% (N)]					
Autonomous/Employee	20 (8)	64 (287)	22 (18)	58 (305)	< 0.01*
Household	2.5 (1)	7 (31)	4 (3)	6 (34)	
Student	0	2 (10)	0	2 (10)	
Unemployed/Paid leave	70 (28)	22 (96)	67 (54)	28 (150)	
Retired (disability and age)	7.5 (3)	5 (25)	7 (6)	6 (31)	
Socioeconomic level					
Socioeconômico [% (N)]					
A/B	15 (6)	14 (61)	18 (14)	14 (75)	0.03*
C	25 (10)	54 (243)	38 (31)	52 (274)	
D/E	60 (24)	32 (145)	44 (36)	34 (181)	

Note. PCC-AD, Psychosocial Care Center for Alcohol and Drug users patients; ED, Emergency Department patients; N, number of subjects; %, percentage of subjects; SD, standard deviation

\*Significant difference between PCC-AD and ED samples in the predictive validity study.

**Table 2**  
Cutoff points and performance of the FAST and AUDIT

Test	Categories of use	Cutoff	Se	Sp	Se+Sp	Ac	PPV	NPV	AUC	
AUDIT	Abuse	Total	8	0.92	0.83	1.75	0.86	0.77	0.89	0.92
			9	0.88	0.87	1.75	0.87	0.81	0.91	
	Dependence	Female	10	0.88	0.96	1.84	0.94	0.83	0.99	0.95
			12	0.82	0.97	1.80	0.94	0.87	0.99	
		Male	12	0.91	0.88	1.80	0.90	0.84	0.92	0.96
			13	0.90	0.92	1.82	0.91	0.88	0.94	
	Any AUD	Total	12	0.90	0.92	1.82	0.91	0.84	0.96	0.96
			13	0.87	0.94	1.82	0.92	0.88	0.97	
FAST	Abuse	Total	8	0.92	0.88	1.79	0.89	0.84	0.91	0.96
			9	0.88	0.92	1.80	0.90	0.88	0.94	
	Dependence	Total	2	0.92	0.81	1.73	0.85	0.75	0.87	0.90
			3	0.86	0.85	1.71	0.85	0.78	0.90	
		Female	3	0.88	0.90	0.84	0.89	0.67	0.97	0.92
			4	0.79	0.90	0.87	0.88	0.66	0.98	
		Male	5	0.89	0.87	0.88	0.88	0.82	0.91	0.95
			6	0.84	0.92	0.89	0.89	0.87	0.94	
	Any AUD	Total	5	0.87	0.90	1.76	0.89	0.80	0.95	0.95
			6	0.82	0.94	1.76	0.90	0.87	0.97	

AUDIT, alcohol use disorders identification test; FAST, fast alcohol screening test; Se, sensitivity; Sp, specificity; Se+Sp, sensitivity plus specificity; Ac, accuracy; PPV, positive predictive value; NPV, negative predictive value; AUC, area under the curve.

### Concurrent Validity

The evaluation of the concurrent validity between the AUDIT and the FAST yielded a high correlation index (0.93). This result indicates that the FAST has a performance which is similar to that of the AUDIT.

### Internal Consistency

The analysis of the instruments' internal consistency resulted in high alpha values for the AUDIT (0.94) and the FAST (0.87). With the purpose of knowing whether the removal of a given question altered the instruments' internal consistency, alpha values were reevaluated after removing each question one by one. Although the complete analysis will not be described here, the removal of the individual items resulted in a fall of the internal consistency

to between 0.82 and 0.84 for the FAST, and 0.92 to 0.94 for the AUDIT. Thus, the removal of any of the items reduces the tests' internal consistency.

## Discussion

Currently, alcohol consumption-related disorders are recognized as one of the world's major public health problems. A significant number of patients attended at primary care centers and admitted at hospitals have problems associated with the consumption of alcohol. Hence, the early detection of AUDs at health care services by means of valid and reliable screening instruments is crucial.

It is known that a significant part of the Brazilian population has low education, a fact that hinders the self-administration of screening instruments and makes the evaluation of these instruments' interrater reliability fundamental (Crippa, Sanches, Hallak, Loureiro, and Zuardi, 2001; de Lima Osório, Crippa, and Loureiro, 2007). Our results suggest that the FAST is a reliable scale, both when self- and hetero-administrated by raters. It is believed that its easy and quick administration, rating, and interpretation favor the agreement among raters.

The evaluation of the internal consistency of the AUDIT yielded a high alpha coefficient of 0.94, which was similar to the value found in several previous studies (Lima et al., 2005; Péruña-de-Torres et al., 2005; Tsai, Tsai, Chen, and Liu, 2005). The FAST also presented a high internal consistency (0.87), superior to that reported (0.63) by Gomez et al. (2005).

High sensitivity (Se), specificity (Sp), positive predictive value (PPV), negative predictive value (NPV), and accuracy (Ac) values were found in the FAST predictive validity study. For the screening of abuse and AUD, sensitivity values higher than 0.86 and specificity of 0.81 were found for the cutoff scores of 2 and 3. These results were similar to those from previous reports (Gómez et al., 2005; Hodgson et al., 2002). In the screening of dependence, sensitivity above 0.82 and specificity of 0.90 were observed with the cutoff scores of 5 and 6.

The results obtained in the analysis of the predictive validity of the AUDIT attest its efficiency in the screening of alcohol consumption-related problems. In this study, the cutoff scores of 8 and 9 were those that best balanced predictive validity values; for the screening of dependence, however, higher scores are indicated.

The evaluation of the psychometric qualities of the FAST and the AUDIT in relation to gender attested the necessity to adopt different cutoff scores for men and women. For the female sample, higher Se, Sp, Ac, PPV, and NPV values were obtained at lower cutoff points.

A significant correlation was found between the two scales in the concurrent validity study. The FAST proved to be as effective a measure as the AUDIT, which indicates its greater adequacy for health care services requiring faster assessment.

Thus, the results of the present study have proven that the FAST is a very useful and robust brief test, of quick and easy administration to screen hazardous drinking as well as dependence. Therefore, this instrument may be particularly important in emergency departments (ED) and other medical settings where it is known that many patients have alcohol problems but time constraints is a major factor (D'Onofrio and Degutis, 2004–2005). It is plausible that all ED and primary care patients should be screened for AUD so that optimal care and treatment can be initiated, since brief alcohol interventions as short as 5 min have been shown to be feasible and effective in reducing alcohol consumption within these settings. The FAST has shown to be capable to identify AUD in less than 30 s, then

screening leading to a brief intervention is more likely to be a routine component of medical and mental health services.

Because of its quick and easy administration, the FAST can also be a tool that may be used in large-scale epidemiological studies of the general population to identify possible AUD cases. The instrument can confirm the diagnosis of these patients, who can then receive early treatment, which may avoid the impairments associated with the disorder, especially comorbidities and worsened prognoses. In clinical practice, a positive FAST evaluation should be merely a stimulus for health professionals to systematically investigate the presence of characteristic AUD, thus combining the self-evaluation resources used by the subject with the systematic evaluation made by the clinician.

In view of the need for alcohol consumption screening instruments that are faster to apply, several other abbreviated versions of the AUDIT have been developed. This was possible thanks to the AUDIT's high internal consistency, which allowed shorter versions to be just as efficient as the full-scale version. The shortest version is the AUDIT-3, which consists solely of the third question on the AUDIT (question 3) (Bradley et al., 2003; Gómez et al., 2005); AUDIT-C consists of the first three questions (items 1–3) of the full-scale version (Aertgeerts, Buntinx, Ansmans, and Fevery, 2002; Bradley et al., 2003; Dawson, Grant, Stinson, and Zhou, 2005; Gómez et al., 2005; Tsai et al., 2005; Bischof et al., 2007; Bradley et al., 2007); AUDIT QF of the first two questions (Aalto et al., 2006); the AUDIT-PC comprises questions one, two, four, five, and ten (Aalto et al., 2006; Aertgeerts et al., 2002; Gómez et al., 2005); the AUDIT 4 consists of the first three questions and ten (Gual, Segura, Contel, Heather, and Colom, 2002), and the FIVE-SHOT version integrates three questions of the CAGE with two of the AUDIT (Aalto et al., 2006; Aertgeerts et al., 2002). Most validation studies on these versions focus mainly on AUDIT-3 and AUDIT-C; few studies have evaluated the AUDIT-PC, FIVE-SHOT, and FAST. Further studies are now needed to explore which of these is the most useful and cost-effective instrument for which client groups and for what purpose (Hodgson et al., 2002).

### ***Study's Limitations***

Some limitations of this study should be highlighted. For example, the psychometric qualities of the AUDIT and FAST were assessed in only two clinical samples (a center for alcohol and drug users and an emergency unit) and in a group of university students. This may have impaired the generalization of our findings to different samples and settings or to the general population. Therefore, future studies enrolling larger and more heterogeneous samples seem to be necessary. Another limitation is the fact that the subjects were not systematically assessed in terms of psychiatric comorbidities, which are commonly associated with AUD, such as depression, anxiety disorders, and particularly to other drugs use disorders. These comorbidities may mask or enhance the damage occurring in AUD.

### **Conclusion**

In conclusion, we can state that the results obtained in this study confirm the validity and reliability of the Brazilian version of the FAST for the screening of AUD indicators. Future psychometric studies of the FAST in different clinical and nonclinical populations and from diverse cultures are still necessary and opportune.

**Declaration of Interest**

The authors report no conflict of interest. The authors alone are responsible for the content and writing of this paper.

**RÉSUMÉ****El cuestionario FAST es tan válido como el AUDIT para el cribaje de trastornos por uso de alcohol**

El objetivo fue evaluar las propiedades psicométricas del cuestionario de cribaje rápido de consumo de alcohol (FAST) comparándolas con las del AUDIT en tres muestras de adultos brasileños: (i) sujetos visitados en Urgencias ( $n = 530$ ); (ii) pacientes de un Centro de Atención Psicosocial ( $n = 40$ ) y; (iii) estudiantes universitarios ( $n = 429$ ). Se utilizó la entrevista SCID-IV como patrón oro. El FAST demostró poseer una elevada fiabilidad interexaminadores y test-retest, así como un elevado valor predictivo y concurrente. Los resultados señalan que la versión brasileña del FAST posee una elevada fiabilidad y validez como cuestionario de cribaje del abuso y dependencia de alcohol.

**RESUMEN****Le test FAST est aussi bon que l'AUDIT pour le dépistage de troubles dans la consommation d'alcool**

Cette étude visait à évaluer les qualités psychométriques du test de dépistage d'alcool rapide (FAST), et les comparer à celles de l'AUDIT dans trois échantillons d'adultes brésiliens: (i) sujets examinés dans un service d'urgence (530), (ii) patients d'un centre de soins psychosociaux (40) et (iii) étudiants universitaires (429). Le SCID-IV a été utilisé comme étalon-or. Le FAST a fait preuve d'une grande fiabilité test-retest et inter-évaluateurs et d'un taux élevé de prédiction et concurrent. Les résultats attestent de la validité et la fiabilité de la version brésilienne du FAST pour le dépistage de l'abus et la dépendance de l'alcool.

**THE AUTHORS**

**Carolina Menezes-Gaya** is a clinical psychologist. She is currently finishing her Ph.D. at the Department of Neuroscience and Behavior of the Ribeirão Medical School, University of São Paulo, Brazil. In this dissertation she investigates the prevalence and mechanisms of comorbid substance-use and psychiatric problems.



**Antonio Waldo Zuardi**, M.D., Ph.D., specializes in psychiatry, especially in rating scales, anxiety, psychosis, and cannabis-related disorders. He is full professor of Psychiatry at the Department of Neurosciences and Behavior of the Ribeirão Preto Medical School of University of São Paulo – Brazil.



**Sonia Regina Loureiro**, Ph.D., is psychologist and assistant professor at the Department of Neuroscience and Behavior of the Ribeirão Medical School, University of São Paulo. Her fields of interest include study of the psychometric properties of psychiatric rating scales and psychological assessment.



**Jaime E. C. Hallak**, M.D., Ph.D, is a Psychiatrist, specialized in schizophrenia, neuropsychiatric disorders, instruments and scales in psychiatry, and general hospital psychiatry. He is associate professor at the Department of Neurosciences and Behavior of the Ribeirão Preto Medical School of University of São Paulo – Brazil and director of training in psychiatry from 2005 of the University General Hospital. He is also Regional Coordinator of the National Institute of Science and Technology Translational in Medicine (INCT-TM).



**Clarissa Trzesniak**, M.Sc., is a clinical psychologist and is currently pursuing a Ph.D. at the Department of Neuroscience and Behavior of the Ribeirão Medical School, University of São Paulo, Brazil. Her research focuses on the neurodevelopmental abnormalities in neuropsychiatric disorders and the study of psychometric properties of rating scales.



**João Paulo Machado-de-Sousa** has a Psychologist degree and is currently pursuing a Ph.D. at the Department of Neuroscience and Behavior of the Ribeirão Medical School, University of São Paulo. His fields of interest include basic and social cognition, human experimental models of psychiatric disorders, and substance abuse, dependence and potentially therapeutic applications.



**Marcos Hortes Nisihara Chagas**, M.D., University of São Paulo, Brazil, is psychiatrist and behavior therapist. He is currently finishing his Master degree in Neurosciences. He has worked with validation of psychiatric rating scales and he integrates groups of research on social anxiety, psychopharmacology, behavior therapy, neuroimaging, and Parkinson's disease.



**Roberto Molina de Souza**, M.Sc., is statistics expert in biostatistics and in public health from the Faculty of Medicine of Ribeirão Preto (FMRP), University of São Paulo (USP).



**Rocío Martín-Santos**, M.D., Ph.D., specializes in psychiatry, especially in neuroimaging, genetics, rating scales in psychiatry, and substance-use disorders. She is Head of the Section at the Department of Psychiatry, Institute of Neurosciences, Hospital Clinic, and researcher at the IDIBAPS, CIBERSAM, Barcelona, Spain, and INTC-TM, Brazil. She is also honorary researcher at the Section of Neuroimaging, Department of Psychological Medicine, Institute of Psychiatry, King's College London, UK.



**José Alexandre S. Crippa**, M.D., Ph.D., specializes in psychiatry, especially in neuroimaging, rating scales in psychiatry, and anxiety and substance-use disorders. He is assistant professor of Psychiatry in Department of Neurosciences and Behavior of the Ribeirão Preto Medical School of University of São Paulo – Brazil, and Honorary Senior Lecturer at the Section of Neuroimaging, Department of Psychological Medicine, Institute of Psychiatry, King's College London, UK. He is also the vice-director of the National Institute of Science and Technology Translational in Medicine (INCT-TM).

## Glossary

**Alcohol use disorders identification test (AUDIT)**: It is a simple 10-question test developed by the World Health Organization to determine if a person's alcohol consumption may be harmful.

**Fast alcohol screening test (FAST)**: It is a reduced version of the AUDIT used to assess individuals for potential alcohol problems.

**Reliability**: It refers to the consistency or repeatability of a measurement or the degree to which an instrument measures the same way each time it is used under the same condition with the same subjects.

**Validity**: It refers to the degree to which evidence and theory support the interpretations of test scores entailed by proposed uses of tests.

## References

- Aalto, M., Tuunanan, M., Sillanaukee, P., Seppa, K. (2006). Effectiveness of structured questionnaires for screening heavy drinking in middle-aged women. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 30(11):1884–1888.
- Aertgeerts, B., Buntinx, F., Ansoms, S., Fevery, J. (2002). Questionnaires are better than laboratory tests to screen for current alcohol abuse or dependence in a male inpatient population. *Acta Clinica Belgica*, 57(5):241–249.
- Babor, T. F., La Fuente, J. R., Saunders, J., Grant, M. (1992). *AUDIT, the alcohol use disorders identification test: guidelines for use in primary health care*. Geneva: Substance Abuse Department, World Health Organization, WHO/PSA; 4:1–29.
- Bischof, G., Grothues, J., Reinhardt, S., John, U., Meyer, C., Ulbricht, S., et al. (2007). Alcohol screening in general practices using the AUDIT: how many response categories are necessary? *European Addiction Research*, 13(1):25–30.
- Bradley, K. A., Bush, K. R., Epler, A. J., Dobie, D. J., Davis, T. M., Sporleder, J. L., et al. (2003). Two brief alcohol-screening tests from the alcohol use disorders identification test (AUDIT): validation in a female veterans affairs patient population. *Archives of Internal Medicine*, 163(7):821–829.
- Bradley, K. A., DeBenedetti, A. F., Volk, R. J., Williams, E. C., Frank, D., Kivlahan, D. R. (2007). AUDIT-C as a brief screen for alcohol misuse in primary care. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 31(7):1208–1217.
- Crippa, J. A., Sanches, R. F., Hallak, J. E., Loureiro, S. R., Zuardi, A. W. (2001). A structured interview guide increases brief psychiatric rating scale reliability in raters with low clinical experience. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 103(6):465–470.

- Dawson, D. A., Grant, B. F., Stinson, F. S., Zhou, Y. (2005). Effectiveness of the derived alcohol use disorders identification test (AUDIT-C) in screening for alcohol use disorders and risk drinking in the US general population. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 29(5):844–854.
- Del-Ben, C. M., Vilela, J. A., Crippa, J. A. S., Labate, C. M., Zuardi, A. W. (2001). Confiabilidade teste-reteste da Entrevista Clínica Estruturada para o DSM-IV (SCID) versão clínica. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 23(6):156–159.
- de Lima Osório, F., Crippa, J. A., Loureiro, S. R. (2007). A study of the discriminative validity of a screening tool (MINI-SPIN) for social anxiety disorder applied to Brazilian university students. *European Psychiatry*, 22(4):239–243.
- D'Onofrio, G., Degutis, L. C. (2004–2005) Screening and brief intervention in the emergency department. *Alcohol Research and Health*, 28(2):63–72.
- Gómez, A., Conde, A., Santana, J. M., Jorrín, A. (2005). Diagnostic usefulness of brief versions of alcohol use disorders identification test (AUDIT) for detecting hazardous drinkers in primary care settings. *Journal of Studies on Alcohol*, 66(2):305–308.
- Gual, A., Segura, L., Contel, M., Heather, N., Colom, J. (2002). Audit-3 and Audit-4: effectiveness of two short forms of the alcohol use disorders identification. *Alcohol and Alcoholism*, 37(6):591–596.
- Hodgson, R., Alwyn, T., John, B., Thom, B., Smith, A. (2002). The FAST alcohol screening test. *Alcohol and Alcoholism*, 37(1):61–66.
- Hodgson, R. J., John, B., Abbasi, T., Hodgson, R. C., Waller, S., Thom, B., et al. (2003). Fast screening for alcohol misuse. *Addictive Behaviors*, 28(8):1453–1463.
- Lima, C. T., Freire, A. C., Silva, A. P., Teixeira, R. M., Farrel, M., Prince, M. (2005). Concurrent and construct validity of the audit in urban Brazilian sample. *Alcohol and Alcoholism*, 40(6):584–589.
- Pérula-de-Torres, L. A., Fernández-García, J. A., Arias-Vega, R., Muriel-Palomino, M., Márquez-Rebollo, E., Ruiz-Moral, R. (2005). Validity of AUDIT test for detection of disorders related with alcohol consumption in women. *Medicina Clínica (Barcelona)*, 125(19):727–730.
- Reinert, D. F., Allen, J. P. (2002). The alcohol use disorders identification test (AUDIT): a review of recent research. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 26(2):272–279.
- Reinert, D. F., Allen, J. P. (2007). The alcohol use disorders identification test: an update of research findings. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 31(2):185–199.
- Tsai, M. C., Tsai, Y. F., Chen, C. Y., Liu, C. Y. (2005). Alcohol use disorders identification test (AUDIT): establishment of cut-off scores in a hospitalized Chinese population. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 29(1):53–57.

## Appendix

### FAST ALCOHOL SCREENING TEST (FAST)

### TESTE RÁPIDO PARA RASTREAMENTO DO USO DE ÁLCOOL (FAST)

1 drink =  $\frac{1}{2}$  pint of beer or 1 glass of wine or 1 single spirits

#### UM DRINQUE/DOSE EQUIVALE A:

- Um copo de pinga, vodca ou uísque (37ml) ou;
- Uma taça pequena de vinho (140ml) ou;
- Uma latinha de cerveja (350ml) ou;
- Um cálice de Martini ou vermute (50ml)

#### For the following questions please circle the answer which best applies.

Por favor, para as perguntas abaixo circule as alternativas mais apropriadas considerando o quadro acima.

1. MEN: How often do you have EIGHT or more drinks on one occasion?

WOMEN: How often do you have SIX or more drinks on one occasion?

1. HOMENS: Com que freqüência você consome 8 (OITO) ou mais doses de bebida alcoólica em uma mesma ocasião?

*MULHERES: Com que freqüência você consome 6 (SEIS) ou mais doses de bebida alcoólica em uma mesma ocasião?*

- |   |   |
|---|---|
| 0. Never<br>1. Less than monthly<br>2. Monthly<br>3. Weekly<br>4. Daily or almost daily | <i>0. Nunca<br/>1. Menos que mensalmente<br/>2. Mensalmente<br/>3. Semanalmente<br/>4. Diariamente ou quase diariamente</i> |
|---|---|

2. How often during the last year have you been unable to remember what happened the night before because you had been drinking?

2. Com que freqüência durante o último ano você não conseguiu se lembrar do que aconteceu na noite anterior porque havia bebido?

- |   |   |
|---|---|
| 0. Never<br>1. Less than monthly<br>2. Monthly<br>3. Weekly<br>4. Daily or almost daily | <i>0. Nunca<br/>1. Menos que mensalmente<br/>2. Mensalmente<br/>3. Semanalmente<br/>4. Diariamente ou quase diariamente</i> |
|---|---|

3. How often during the last year have you failed to do what was normally expected from you because of drinking?

3. Com que freqüência durante o último ano você deixou de fazer o que era esperado devido ao uso de bebidas alcoólicas?

- |   |   |
|---|---|
| 0. Never<br>1. Less than monthly<br>2. Monthly<br>3. Weekly<br>4. Daily or almost daily | <i>0. Nunca<br/>1. Menos que mensalmente<br/>2. Mensalmente<br/>3. Semanalmente<br/>4. Diariamente ou quase diariamente</i> |
|---|---|

4. In the last year has a relative or friend, or a doctor or other health worker been concerned about your drinking or suggested you cut down?

4. Durante o último ano algum parente, amigo, médico ou outro profissional da área de saúde mostrou-se preocupado com a maneira como você bebe ou sugeriu que você parasse de beber?

- |   |  |
|---|--|
| 0. No<br>2. Yes, on one occasion<br>4. Yes, on more than one occasion | <i>0. Não<br/>2. Sim, em uma ocasião<br/>4. Sim, em mais do que em uma ocasião</i> |
|---|--|



# Is the Full Version of the AUDIT Really Necessary? Study of the Validity and Internal Construct of Its Abbreviated Versions

Carolina Meneses-Gaya, Antonio W. Zuardi, Sonia R. Loureiro, Jaime E. C. Hallak,  
Clarissa Trzesniak, João M. de Azevedo Marques, João P. Machado-de-Sousa,  
Marcos H. N. Chagas, Roberto M. Souza, and José A. S. Crippa

**Background:** This study was aimed at assessing the psychometric qualities of the abbreviated versions of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT-3, AUDIT-4, AUDIT-C, AUDIT-PC, AUDIT-QF, FAST, and Five-Shot) and at comparing them to the 10-item AUDIT and the CAGE in 2 samples of Brazilian adults.

**Methods:** The validity and internal consistency of the scales were assessed in a sample of 530 subjects attended at an emergency department and at a Psychosocial Care Center for Alcohol and Drugs. The Structured Clinical Interview for DSM-IV was used as the diagnostic comparative measure for the predictive validity assessment. The concurrent validity between the scales was analyzed by means of Pearson's correlation coefficient.

**Results:** The assessment of the predictive validity of the abbreviated versions showed high sensitivity (of 0.78 to 0.96) and specificity (of 0.74 to 0.94) indices, with areas under the curve as elevated as those of the AUDIT (0.89 and 0.92 to screen for abuse and 0.93 and 0.95 in the screening of dependence). The CAGE presented lower indices: 0.81 for abuse and 0.87 for dependence. The analysis of the internal consistency of the AUDIT and its versions exhibited Cronbach's alpha coefficients between 0.83 and 0.94, while the coefficient for the CAGE was 0.78. Significant correlations were found between the 10-item AUDIT and its versions, ranging from 0.91 to 0.99. Again, the results for the CAGE were satisfactory (0.77), although inferior to the other instruments.

**Conclusions:** The results obtained in this study confirm the validity of the abbreviated versions of the AUDIT for the screening of alcohol use disorders and show that their psychometric properties are as satisfactory as those of the 10-item AUDIT and the CAGE.

**Key Words:** Alcohol Use Disorders Identification Test, Psychometric Properties, Alcohol Use Disorders.

THE ALCOHOL USE Disorders Identification Test (AUDIT) is a widely used instrument developed by the World Health Organization that identifies unhealthy alcohol use, a spectrum of conditions that includes hazardous (or risky) alcohol consumption; harmful alcohol use (ICD-10) or

alcohol abuse (DSM-IV); and alcohol dependence (in both ICD-10 and DSM-IV)—the latter 2 generally grouped as alcohol use disorders (AUD—Babor et al., 2001; Saitz, 2005). The 10-item AUDIT includes questions that assess the amount and frequency of alcohol intake (items 1 to 3), alcohol dependence (questions 4 to 6), and problems related to alcohol consumption (items 7 to 10). Scores can range from 0 to 40, and the generally accepted cut-off point of the scale to identify potentially hazardous alcohol intake is 8 (Saunders et al., 1993; Reinert and Allen, 2007). It is important to highlight that numerous studies have validated the AUDIT and reached better sensitivity and specificity values with different cut-off points (Meneses-Gaya et al., 2009a; Reinert and Allen, 2002). Although the AUDIT was originally designed to be used in primary care settings, several recent studies have validated it in other health care and community contexts (Lima et al., 2005).

A number of studies have evaluated the psychometric qualities of the AUDIT and compared them to other instruments for the screening of AUD. In these studies, the AUDIT presented excellent sensitivity and specificity values, which were

From the Department of Neurosciences and Behavior (CM, AWZ, SRL, JECH, CT, JMA, JPM, MHNC, JASC), Ribeirão Preto Medical School, University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo; INCT Translational Medicine (CM, AWZ, SRL, JECH, CT, JPM, MHNC, JASC), Department of Social Medicine (RMS), Ribeirão Preto Medical School, University of São Paulo, Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil.

Received for publication November 30, 2009; accepted February 14, 2010.

Reprint requests: José Alexandre de Souza Crippa, MD, PhD, Departamento de Neurociências e Ciências do Comportamento, Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Hospital das Clínicas - Terceiro Andar, Av. Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, São Paulo CEP - 14049-900, Brazil; Tel: (+55)-16-3602-2201; fax: (+55)-16-3635-0713; E-mail: jccrippa@fmrp.usp.br

Copyright © 2010 by the Research Society on Alcoholism.

DOI: 10.1111/j.1530-0277.2010.01225.x

often superior to those of the other tests. It must be taken into consideration that the CAGE, among all the analyzed instruments, presented the worst results, although it is still widely used all over the world because of its simple administration (Aertgeerts et al., 2002; Cherpitel et al., 2005; Cook et al., 2005; Knight et al., 2003; Philpot et al., 2003). The CAGE was originally developed by Ewing and Rouse, in 1968 (Ewing, 1984), and has been validated in other countries and cultures including Brazil (Mansur and Monteiro, 1983). The CAGE consists of 4 questions that can take either a "yes" or a "no" for an answer. The test is considered positive if the patient answers "yes" to 2 or more of the questions (Ewing, 1984).

Although the AUDIT has been well validated and is a very useful screening test, there are some situations—as extremely busy medical settings, for example—where a 10-item questionnaire takes too long to be routinely administered. As a consequence, a number of brief tests have been developed based on the AUDIT (Meneses-Gaya et al., 2009a; Reinert and Allen, 2007). This was possible thanks to the AUDIT's high internal consistency, which allowed abbreviated versions to be just as efficient as the full version.

The shortest of these versions is the AUDIT-3, which consists solely of the third question of the AUDIT (Aalto et al., 2009; Bradley et al., 2003; Gómez et al., 2005; Wu et al., 2008); the AUDIT-C comprises the first 3 questions of the full version (Aertgeerts et al., 2002; Bischof et al., 2007; Bradley et al., 2003, 2007; Dawson et al., 2005; Frank et al., 2008; Gómez et al., 2006; Tsai et al., 2005); the AUDIT-QF includes the first 2 questions (Aalto et al., 2009, 2006); the AUDIT-PC comprises questions 1, 2, 4, 5, and 10 (Aalto et al., 2006; Aertgeerts et al., 2002; Gómez et al., 2005; Wu et al., 2008); the AUDIT-4 consists of the first 3 questions plus question number 10 (Gual et al., 2002; Wu et al., 2008); and the Five-Shot version integrates questions 2, 3, and 4 of the CAGE with items 1 and 2 of the AUDIT (Aalto et al., 2006; Aertgeerts et al., 2002; Seppä et al., 1998). Except for the Five-Shot, all these versions are scored exactly as the AUDIT. Finally, the Fast Alcohol Screening Test (FAST) includes question number 3 modified for men (8 or more instead of 6 or more drinks), questions 5 and 8 (unaltered), and question 10 with a minor modification (altered to focus on the last year) (Hodgson et al., 2002; Meneses-Gaya et al., 2009b).

Most validation studies of these versions focus on the AUDIT-3 and AUDIT-C; a few studies have evaluated the AUDIT-PC, the Five-Shot, and the FAST. The results of these studies show that the versions have satisfactory psychometric properties, sometimes with sensitivity values higher than those of the AUDIT itself (Aalto et al., 2009; Meneses-Gaya et al., 2009a). These versions are of great value, because they allow for faster screening of AUD. Further studies are now needed to explore which of these is the most useful and cost-effective instrument for each population and purpose (Hodgson et al., 2002). To the best of our knowledge, no studies so far compared the psychometric properties of all the short versions of the AUDIT in the same samples.

Therefore, this study evaluated the predictive validity and internal consistency of abbreviated versions of the AUDIT (AUDIT-3, AUDIT-4, AUDIT-C, AUDIT-PC, AUDIT-QF, FAST, and Five-Shot) for the screening of indicators of alcohol abuse and dependence. The study included 2 clinical samples and used the structured clinical interview for DSM-IV Axis I Disorders (SCID-IV—Del-Ben et al., 2001) as a comparative diagnostic measure. Finally, the psychometric properties of these abbreviated versions were compared to those of the 10-item AUDIT and the CAGE.

## MATERIALS AND METHODS

### *Subjects*

Subjects were patients from a Psychosocial Care Center for Alcohol and Drugs (PCC-AD) and from an emergency department (ED) in the city of Franca, northeast São Paulo, Brazil. All the subjects were directly contacted by the researchers while waiting for their medical appointment and invited to take part in the study. The inclusion criteria used were: individuals of both genders, older than 18 years, belonging to any socioeconomic layer, and who gave signed informed consent to participate. Severely ill and mentally affected patients were not included.

From the total of 491 patients contacted at the ED, 28 (6%) did not consent to participate, 10 (2%) had to leave before completing the interviews, and 4 (1%) presented with mental confusion and were excluded. Of the 88 patients contacted at the PCC-AD, 5 (6%) did not want to participate and 2 (2%) presented with mental confusion and were excluded. Thus, 530 patients [449 (85%) from the ED and 81 (15%) from the PCC-AD] completed the evaluation. No significant differences were found between the included and excluded samples in relation to mean age, gender, and educational and socio-economic level.

### *Procedures*

Data were collected by 2 psychologists with extensive training in the use of the rating scales included and the SCID-IV.

Initially, the subjects completed an identification questionnaire and the Brazilian-validated versions of the 10-item AUDIT (Figlie et al., 1997), the FAST (Meneses-Gaya et al., 2009b), and the CAGE (Mansur and Monteiro, 1983) applied by the assistant psychologist. In the same session, the volunteers also completed other screening instruments for tobacco dependence and indicators of depression, which are the object of other studies (Meneses-Gaya et al., 2009c). Afterward, in a separate room, participants responded to the alcohol section of the SCID-IV carried out by the other researcher, who was fully blind to the results of the previous instruments. The interviews were conducted individually in a private room. To avoid repeated questions, the study of versions other than the FAST was performed through analyses of the items extracted from the 10-item AUDIT and the CAGE.

The study was approved by the Ethical Committee on Medical Research of the Ribeirão Preto Medical School (Process # 15402/2005). The technical boards of the PCC-AD and of the ED also reviewed and authorized the study to be conducted.

### *Data Analysis*

In the predictive validity study, Receiver Operating Characteristic (ROC) curves were built to examine the cut-off points of the CAGE and of the AUDIT and its shorter versions, which corresponded to the diagnosis of alcohol abuse, alcohol dependence, and combined alcohol abuse and dependence (CAD), distinguishing between true versus false positive cases. From the ROC curves, we used the area

under the curve (AUC) to assess the diagnostic capacity of the instrument in question. The SCID-IV was used as a comparative diagnostic measure.

We calculated the sensitivity (proportion of affected individuals with a positive test), specificity (proportion of unaffected individuals who had a negative test), positive predictive value or PPV (proportion of individuals identified as positive by the test who were correctly diagnosed), negative predictive value or NPV (proportion of individuals with a negative test that were correctly diagnosed as unaffected), and accuracy (the precision of the instrument). Cut-off scores were chosen, which maximized sensitivity and specificity values at the same time and which presented the highest accuracy values.

Cronbach's alpha was used to investigate the internal consistency of the screening instruments. The concurrent validity between the scales was analyzed by means of Pearson's correlation coefficient. The statistical analyses were performed using the Statistical Package for the Social Sciences version 13 for Windows (SPSS, Rel. 13.0.1; SPSS Inc., Chicago, IL), and the level of statistical significance was set at  $p < 0.05$ .

## RESULTS

### *Demographic Profile*

The sociodemographic characteristics of the sample are shown in Table 1. According to the results of the SCID-IV (based on DSM-IV criteria), the patients were classified into the categories alcohol abuse, alcohol dependence, and CAD.

In the PCC-AD, the diagnosis of alcohol abuse was confirmed in 1.5% ( $n = 1$ ) of the male sample and 0% of the female sample. Alcohol dependence was diagnosed in 85% ( $n = 56$ ) of the men, 40% ( $n = 6$ ) of the women, and 77% ( $n = 62$ ) of the total sample. Thus, 78% ( $n = 63$ ) of all subjects of the PCC-AD were diagnosed with some AUD.

In the ED, the diagnosis of alcohol abuse was confirmed in 15% ( $n = 44$ ) of the male sample, 2% ( $n = 4$ ) of the female sample, and 11% ( $n = 48$ ) of the total participants. Alcohol dependence was diagnosed in 29.5% ( $n = 84$ ) of the men, 17% ( $n = 28$ ) of the women, and 25% ( $n = 112$ ) of the total sample. Thus, 36% ( $n = 160$ ) of all subjects of the ED were diagnosed with some AUD.

The sociodemographic characteristics of the sample are shown in Table 1. The diagnoses of AUD, according to the results of the SCID-IV, are shown in Table 2.

### *Predictive Validity*

The abbreviated versions had high AUC indices, with values ranging between 0.89 and 0.92 for the screening of alcohol abuse; 0.93 and 0.95 for the screening of dependence; and 0.92 and 0.95 for CAD. These results were as satisfactory as those of the 10-item AUDIT (0.92 for abuse and 0.96 for

**Table 1.** Sociodemographic Characteristics of the Sample Enrolled in the AUDIT's Validity and Internal Consistency Studies

Variables	PCC-AD (N = 81)	(N = 449)	Total (N = 530)	p-value ( $p \leq 0.05$ )
Gender [% (N)]				
Male	81.5 (66)	63.5 (285)	66 (351)	<0.01*
Female	18.5 (15)	36.5 (164)	34 (179)	
Mean age (SD)	41 (11)	35 (13)	36 (13)	<0.01*
Marital status [% (N)]				
Married/stable relationship	37 (30)	53 (240)	51 (270)	<0.01*
Single	36 (29)	34 (151)	34 (180)	
Divorced/widowed	27 (22)	13 (58)	15 (80)	
Education [% (N)]				
None/basic (complete and incomplete)	43.5 (35)	31 (139)	32.5 (174)	0.07
Elementary (complete and incomplete)	34 (28)	37 (165)	37 (193)	
High school/university (complete and incomplete)	22.5 (18)	32 (145)	30.5 (163)	
Race (IBGE) [% (N)]				
Caucasian	52 (42)	54 (244)	54 (286)	0.72
Non-caucasian	48 (39)	46 (205)	46 (244)	
Religion [% (N)]				
Devotees of complete abstinence from alcohol <sup>a</sup>	14 (11)	15 (69)	15 (80)	0.87
More permissive to alcohol consumption <sup>b</sup>	86 (70)	85 (380)	85 (450)	
Working status [% (N)]				
Autonomous-employed	22 (18)	64 (287)	58 (305)	<0.01*
Household	4 (3)	7 (31)	6 (34)	
Student	0	2 (10)	2 (10)	
Unemployed/on leave	67 (54)	22 (96)	28 (150)	
Retired (age or disability)	7 (6)	5 (25)	6 (31)	
Socioeconomic level [% (N)]				
Upper class/ upper-middle class	18 (14)	14 (61)	14 (75)	0.03*
Middle class	38 (31)	54 (243)	52 (274)	
Lower class	44 (36)	32 (145)	34 (181)	

PCC-AD, Psychosocial Care Center for alcohol and drugs patients; ED, emergency department patients; N, sample size; %, percentage of subjects; SD, standard deviation; AUDIT, Alcohol Use Disorders Identification Test.

\*Significant difference between samples from the PCC-AD and ED.

<sup>a</sup>Neo-pentecostalist, Protestants.

<sup>b</sup>Catholics, spiritualists, and no church.

**Table 2.** Diagnosis of AUD According the SCID-IV of the Sample Enrolled in the AUDIT's Validity and Internal Consistency Studies

	Men (% [N])	Women (% [N])	Total (% [N])
<b>PCC-AD (N = 81)</b>			
Abuse	15 (1)	0	1 (1)
Dependence	85 (56)	40 (6)	77 (62)
CAD	86 (57)	40 (6)	78 (63)
<b>ED (N = 449)</b>			
Abuse	15 (44)	2 (4)	11 (48)
Dependence	29.5 (84)	17 (28)	25 (112)
CAD	45 (128)	19.5 (32)	36 (160)
<b>PCC-AD and ED (N = 530)</b>			
Abuse	13 (45)	2 (4)	9 (49)
Dependence	40 (140)	19 (34)	33 (174)
CAD	53 (185)	21 (38)	42 (223)

PCC-AD, Psychosocial Care Center for alcohol and drugs patients; ED, emergency department patients; CAD: combined abuse and dependence, N, sample size; %, percentage of subjects; AUDIT, Alcohol Use Disorders Identification Test.

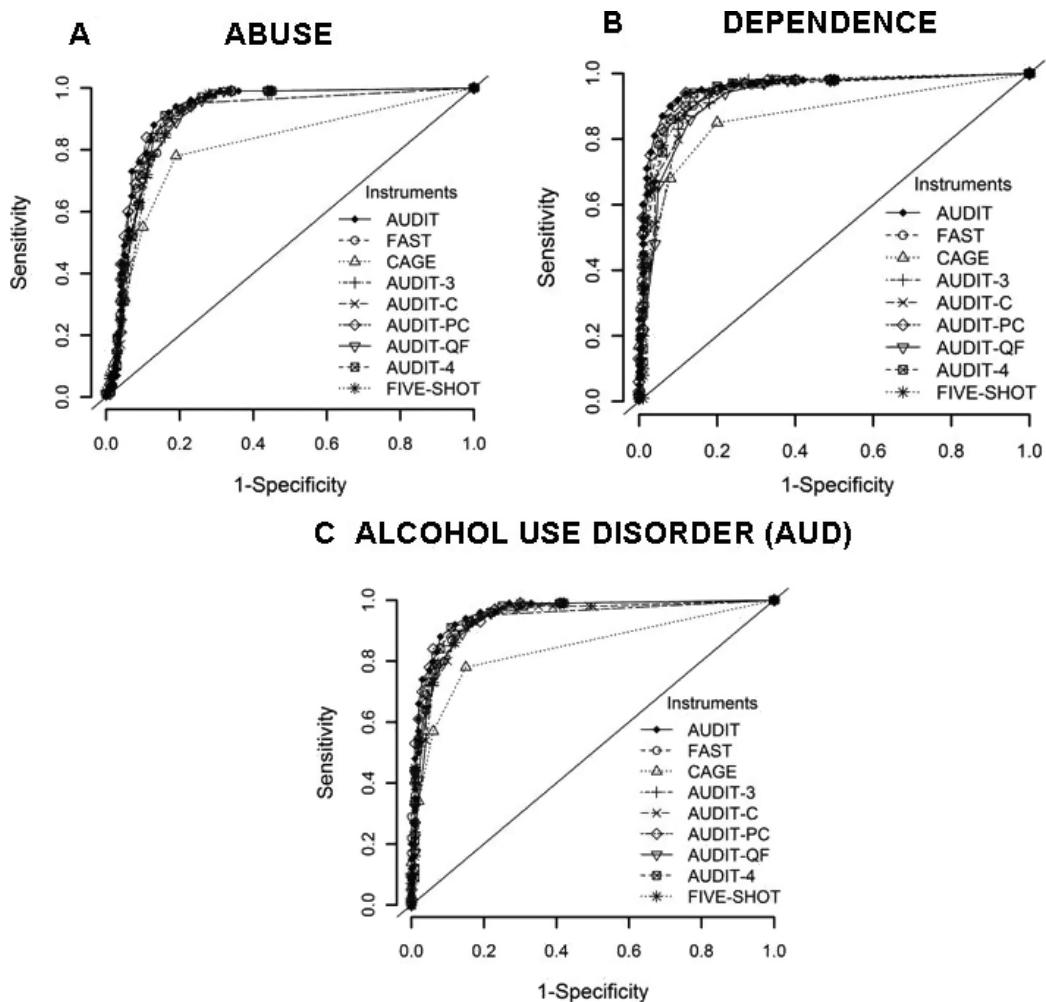
dependence and CAD) and superior to the CAGE (0.81 for abuse, 0.87 for dependence, and 0.84 for CAD). Figure 1 shows the curves obtained.

Table 3 presents other main results of the analysis of the predictive validity of the screening instruments for determining alcohol abuse, alcohol dependence, and CAD. In this evaluation, the brief versions presented high sensitivity and specificity values, equivalent to those of the 10-item AUDIT. The analysis indicates that lower cut-off points are necessary to screen for abuse than for dependence.

An attempt was made to assess the most efficient validity and cut-off points in relation to gender; however, we examined only the validity of the scales to screen alcohol dependence, because the low rate of women diagnosed with alcohol abuse did not allow for the analysis. Table 4 presents the main results of the analysis of the predictive validity of the screening instruments for alcohol dependence by sex.

### Internal Consistency

The internal consistency analysis yielded high Cronbach's alpha values. The 10-item AUDIT and the AUDIT-C had the same internal consistency (0.94), followed by the AUDIT-4 (0.93), AUDIT-QF (0.90), AUDIT-PC (0.89), FAST (0.87),



**Fig. 1.** Receiver operating characteristic (ROC) curves of the CAGE, and the abbreviated and full AUDIT versions as screening instruments for alcohol abuse (**A**), dependence (**B**), and alcohol use disorder (AUD) (**C**) in respect to the SCID diagnosis.

**Table 3.** Cut-Off Points and Performance of the Instruments for the Screening of AUD and Alcohol Abuse, Alcohol Dependence, and CAD

Test	Cut-off <sup>a</sup>	Se	Sp	Se + Sp	Ac	PPV	NPV	AUC
<b>AUDIT</b>								
Abuse	9	0.88	0.87	1.75	0.87	0.81	0.91	0.92
Dependence	13	0.87	0.94	1.82	0.92	0.88	0.97	0.96
CAD	9	0.88	0.92	1.80	0.90	0.88	0.94	0.96
<b>AUDIT-3</b>								
Abuse	2	0.84	0.84	1.69	0.84	0.77	0.90	0.89
Dependence	3	0.83	0.90	1.74	0.88	0.81	0.95	0.93
CAD	2	0.85	0.89	1.74	0.87	0.85	0.92	0.92
<b>AUDIT-C</b>								
Abuse	6	0.90	0.83	1.72	0.85	0.76	0.88	0.91
Dependence	8	0.88	0.88	1.76	0.88	0.78	0.94	0.93
CAD	7	0.91	0.85	1.76	0.89	0.81	0.88	0.94
<b>FAST</b>								
Abuse	2	0.92	0.81	1.73	0.85	0.75	0.87	0.90
Dependence	6	0.82	0.94	1.76	0.90	0.87	0.97	0.95
CAD	2	0.92	0.85	1.77	0.88	0.82	0.89	0.93
<b>AUDIT-PC</b>								
Abuse	7	0.84	0.89	1.73	0.87	0.83	0.93	0.92
Dependence	8	0.90	0.91	1.81	0.91	0.83	0.95	0.95
CAD	7	0.84	0.94	1.78	0.90	0.91	0.95	0.95
<b>AUDIT-QF</b>								
Abuse	5	0.89	0.81	1.70	0.84	0.75	0.87	0.90
Dependence	6	0.86	0.87	1.73	0.87	0.77	0.93	0.93
CAD	5	0.89	0.86	1.75	0.87	0.82	0.89	0.94
<b>AUDIT-4</b>								
Abuse	7	0.91	0.84	1.75	0.87	0.78	0.89	0.91
Dependence	10	0.86	0.92	1.79	0.90	0.85	0.96	0.95
CAD	7	0.91	0.89	1.79	0.89	0.85	0.91	0.95
<b>Five-Shot</b>								
Abuse	2	0.93	0.79	1.72	0.84	0.73	0.85	0.91
Dependence	3	0.86	0.90	1.76	0.89	0.81	0.95	0.94
CAD	2	0.93	0.83	1.76	0.87	0.80	0.87	0.94
<b>CAGE</b>								
Abuse	1	0.78	0.81	1.59	0.80	0.72	0.87	0.81
Dependence	1	0.85	0.80	1.65	0.81	0.67	0.89	0.87
CAD	1	0.78	0.85	1.63	0.82	0.79	0.88	0.84

AUD, alcohol use disorder; CAD, combined abuse and dependence; Se, sensitivity; Sp, specificity; Se + Sp, sensitivity plus specificity; Ac, accuracy; PPV, positive predictive value; NPV, negative predictive value; AUC, area under the curve; AUDIT, Alcohol Use Disorders Identification Test; FAST, Fast Alcohol Screening Test.

<sup>a</sup>Cut-off scores were chosen, which maximized sensitivity and specificity values at the same time and which presented the highest accuracy values.

and Five-Shot (0.83). In this evaluation, the CAGE presented satisfactory consistency (0.78), although inferior to that of the abbreviated versions.

#### Concurrent Validity

All abbreviated versions presented high levels of correlation with the 10-item AUDIT, with a coefficient of 0.99 for the AUDIT-PC, 0.98 for the AUDIT-4, 0.97 for the AUDIT-C and the Five-Shot, 0.96 for the AUDIT-QF, 0.93 for the FAST, and 0.91 for the AUDIT-3. The CAGE presented a correlation coefficient of 0.77.

#### DISCUSSION

The results obtained in this study confirm the validity of the abbreviated versions of the AUDIT for the screening of

**Table 4.** Cut-Off Points and Performance of the Instruments for the Screening of Alcohol Dependence by Sex

Test	Cut-off <sup>a</sup>	Se	Sp	Se + Sp	Ac	PPV	NPV	AUC
<b>AUDIT</b>								
Total	13	0.87	0.94	1.82	0.92	0.88	0.97	0.96
Male	13	0.90	0.92	1.82	0.91	0.88	0.94	0.96
Female	12	0.82	0.97	1.80	0.94	0.87	0.99	0.95
<b>AUDIT-3</b>								
Total	3	0.83	0.90	1.74	0.88	0.81	0.95	0.93
Male	3	0.86	0.86	1.74	0.86	0.80	0.90	0.91
Female	2	0.85	0.93	1.73	0.92	0.74	0.98	0.94
<b>AUDIT-C</b>								
Total	8	0.88	0.88	1.76	0.88	0.78	0.94	0.93
Male	8	0.90	0.82	1.72	0.85	0.76	0.87	0.92
Female	8	0.79	0.97	1.76	0.93	0.85	0.99	0.95
<b>FAST</b>								
Total	6	0.82	0.94	1.76	0.90	0.87	0.97	0.95
Male	6	0.84	0.92	0.89	0.89	0.87	0.94	0.95
Female	5	0.79	0.94	0.88	0.91	0.75	0.98	0.92
<b>AUDIT-PC</b>								
Total	8	0.90	0.91	1.81	0.91	0.83	0.95	0.95
Male	8	0.93	0.87	1.80	0.90	0.83	0.91	0.95
Female	7	0.85	0.95	1.81	0.93	0.81	0.99	0.95
<b>AUDIT-QF</b>								
Total	6	0.86	0.87	1.73	0.87	0.77	0.93	0.93
Male	6	0.88	0.81	1.69	0.84	0.75	0.86	0.91
Female	6	0.79	0.97	1.76	0.93	0.85	0.99	0.94
<b>AUDIT-4</b>								
Total	10	0.86	0.92	1.79	0.90	0.85	0.96	0.95
Male	10	0.88	0.89	1.77	0.89	0.84	0.92	0.94
Female	8	0.80	0.96	1.76	0.93	0.82	0.99	0.95
<b>Five-Shot</b>								
Total	3	0.86	0.90	1.76	0.89	0.81	0.95	0.94
Male	3	0.86	0.88	1.74	0.87	0.83	0.92	0.93
Female	3	0.85	0.94	1.79	0.92	0.76	0.98	0.95
<b>CAGE</b>								
Total	1	0.85	0.80	1.65	0.81	0.67	0.89	0.87
Male	1	0.88	0.77	1.65	0.82	0.72	0.84	0.88
Female	1	0.74	0.83	1.56	0.81	0.50	0.95	0.82

AUD, alcohol use disorder; CAD, combined abuse and dependence; Se, sensitivity; Sp, specificity; Se + Sp, sensitivity plus specificity; Ac, accuracy; PPV, positive predictive value; NPV, negative predictive value; AUC, area under the curve; FAST, Fast Alcohol Screening Test.

<sup>a</sup>Cut-off scores were chosen, which maximized sensitivity and specificity values at the same time and which presented the highest accuracy values.

AUD and show that their psychometric properties are as satisfactory as those of the 10-item AUDIT and the CAGE. These results are similar to those of previous studies that evaluated abbreviated versions of the AUDIT (Gómez et al., 2005; Meneses-Gaya et al., 2009a; Reinert and Allen, 2007).

In the predictive validity study, all the versions of the AUDIT presented high AUC, as seen in other studies (Aalto et al., 2006; Gual et al., 2002; Tsai et al., 2005; Wu et al., 2008), demonstrating an adequate discriminative capacity for the screening of alcohol abuse and dependence. For the screening of alcohol dependence, better results were found with the adoption of higher cut-off scores. Additionally, in most of the abbreviated versions, the highest predictive indexes were obtained at lower cut-off points in the female sample in contrast to the male sample, which is also consistent with earlier evidence (Aalto et al., 2006; Bradley et al., 2003; Pérula-de-Torres et al., 2005; Reinert and Allen, 2002).

It is noteworthy that the AUDIT-3, the shortest of all versions, provided excellent results, with sensitivity, specificity, and accuracy values above 0.83, adequate to screen for alcohol abuse and dependence with the adoption of different cut-off points. High sensitivity and specificity values have also been observed in 2 previous studies, which indicated the cut-off score of one for AUD (Gómez et al., 2005; Wu et al., 2008). The evaluation of the internal consistency of the AUDIT and its abbreviated versions resulted in excellent alpha values, with the AUDIT-C and the AUDIT-4 presenting the highest ones. These results are consonant with those of other studies involving different samples (Carey et al., 2003; Gache et al., 2005; Gómez et al., 2005; Kelly and Donovan, 2001; Kokotailo et al., 2004; Pal et al., 2004; Pérula-de-Torres et al., 2005; Tsai et al., 2005), thus confirming the elevated internal consistency of the instruments regardless of the samples enrolled. Furthermore, significant correlations were found between the abbreviated versions and the 10-item AUDIT in the concurrent validity study, suggesting that their psychometric properties are as satisfactory as those of the 10-item version. Therefore, the employment of abbreviated versions finds support in both their convenience of use and adequate psychometric characteristics.

Although satisfactory, the validity of the CAGE was worse than that of the remaining instruments (including the lowest sensitivity and specificity values and the same cut-off point for the screening of abuse and dependence), a finding similar to those described previously (Aalto et al., 2006; Bradley et al., 2007; Cherpitel et al., 2005; Hodgson et al., 2003; Meneses-Gaya et al., 2009a; Philpot et al., 2003).

In this study, we reported an elevated rate (36%) of ED patients diagnosed with alcohol abuse and dependence disorders. This prevalence is equivalent to the upper limit found in previous investigations into the topic (D'Onofrio et al., 2006), with 2 studies in the United States (Cherpitel, 1995; Cherpitel and Bazargan, 2003) and 2 in Brazil (Fleck and Soares, 1990; Segatto et al., 2008) reporting similarly high rates of alcohol-related disorders in ED patients. Possible cultural differences, characteristics of the sample enrolled in the study, and/or specificity of the ED service may account for such high rate. Further research is necessary to elucidate whether this high prevalence occurs in other emergency services and the factors related to it.

It is well known that the issue of alcohol intake is rarely approached by patients and health care professionals who are not directly investigating alcohol-related disorders. Studies reveal that only a small percentage of patients with AUD are correctly diagnosed by professionals in primary health care and ED settings (Aertgeerts et al., 2001; Fleck and Soares, 1990; D'Onofrio et al., 2006; Rosa et al., 1998), which hampers the early detection and treatment of such disorders. These settings have been recognized as places where potentially effective interventions for unhealthy alcohol use can be performed (Aertgeerts et al., 2001; D'Onofrio et al., 2006; Reid et al., 1986). Accordingly, it is important for practitioners to have access to a brief screening

instrument with high sensitivity and acceptable specificity as the AUDIT-3.

One limitation of this study is that the subjects only responded to the 10-item AUDIT, the FAST, and the CAGE. The other abbreviated versions themselves were not included in the evaluation, which prevents the generalization of the present results to the application of the independent versions. However, this approach was chosen to avoid repeated questions.

Another important limitation is that we did not use a gold standard for the daily consumption of alcohol, as the Timeline Followback method (Sobell and Sobell, 1992), and therefore, we were unable to properly characterize hazardous alcohol use in this specific sample and assess the validity of the different abbreviated versions to screen for this condition (Saunders, 2006). In addition, the psychometric qualities of the scales were evaluated in 2 clinical samples only (emergency department patients and psychiatric patients). Thus, these findings cannot be extended to the whole population.

In conclusion, we can state that the results obtained in this study confirm the validity of the abbreviated versions of the AUDIT for the screening of AUD and attest to their greater adequacy for health care services requiring faster assessment tools. Future studies about the psychometric properties of the scales involving clinical and nonclinical populations from diverse cultures are still necessary and opportune.

## ROLE OF FUNDING SOURCE

C.M.G., J.P.M-d-S., and CT are recipients of Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP, Brazil) fellowships. A.W.Z., J.E.C.H. S.R.L., and J.A.C. are recipients of Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq, Brazil) productivity fellowships awards. The study was supported in part by a grant from the Fundação de Apoio ao Ensino, Pesquisa e Assistência do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FAEPA, Brazil).

## CONFLICT OF INTEREST

The authors declare that they have no competing interests.

## REFERENCES

- Aalto M, Alho H, Halme JT, Seppä K (2009) AUDIT and its abbreviated versions in detecting heavy and binge drinking in a general population survey. *Drug Alcohol Depend* 103:25–29.
- Aalto M, Tuunanen M, Sillanaukee P, Seppä K (2006) Effectiveness of structured questionnaires for screening heavy drinking in middle-aged women. *Alcohol Clin Exp Res* 30:1884–1888.
- Aertgeerts B, Buntinx F, Ansoms S, Fevery J (2001) Screening properties of questionnaires and laboratory tests for the detection of alcohol abuse or dependence in a general practice population. *Br J Gen Pract* 51:206–217.
- Aertgeerts B, Buntinx F, Ansoms S, Fevery J (2002) Questionnaires are better than laboratory tests to screen for current alcohol abuse or dependence in a male inpatient population. *Acta Clin Belg* 57:241–249.

- Babor TF, Higgins-Biddle JC, Saunders JB, Monteiro MG (2001) AUDIT, the Alcohol Use Disorders Identification Test: Guidelines for Use in Primary Health Care. 2nd ed. World Health Organization, Geneva.
- Bischof G, Grothues J, Reinhardt S, John U, Meyer C, Ulbricht S, Rumpf HJ (2007) Alcohol screening in general practices using the AUDIT: how many response categories are necessary? *Eur Addict Res* 13:25–30.
- Bradley KA, Bush KR, Epler AJ, Dobie DJ, Davis TM, Sporleder JL, Maynard C, Burman ML, Kivlahan DR (2003) Two brief alcohol-screening tests from the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): validation in a female veterans affairs patient population. *Arch Intern Med* 163:821–829.
- Bradley KA, DeBenedetti AF, Volk RJ, Williams EC, Frank D, Kivlahan DR (2007) AUDIT-C as a brief screen for alcohol misuse in primary care. *Alcohol Clin Exp Res* 31:1208–1217.
- Carey KB, Carey MP, Chandra PS (2003) Psychometric evaluation of the alcohol use disorders identification test and short drug abuse screening test with psychiatric patients in India. *J Clin Psychiatry* 64:767–774.
- Cherpitel CJ (1995) Screening for alcohol problems in the emergency room: a rapid alcohol problems screen. *Drug Alcohol Depend* 40:133–137.
- Cherpitel CJ, Bazargan S (2003) Screening for alcohol problems: comparison of the audit, RAPS4 and RAPS4-QF among African American and Hispanic patients in an inner city emergency department. *Drug Alcohol Depend* 71:275–280.
- Cherpitel CJ, Ye Y, Moskalewicz J, Swiatkiewicz G (2005) Screening for alcohol problems in two emergency service samples in Poland: comparison of the RAPS4, CAGE and AUDIT. *Drug Alcohol Depend* 80:201–207.
- Cook RL, Chung T, Kelly TM, Clark DB (2005) Alcohol screening in young persons attending a sexually transmitted disease clinic. Comparison of AUDIT, CRAFFT, and CAGE instruments. *J Gen Intern Med* 20:96–97.
- Dawson DA, Grant BF, Stinson FS, Zhou Y (2005) Effectiveness of the derived Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT-C) in screening for alcohol use disorders and risk drinking in the US general population. *Alcohol Clin Exp Res* 29:844–854.
- Del-Ben CM, Vilela JA, Crippa JAS, Labate CM, Zuardi AW (2001) Confidabilidade teste-reteste da Entrevista Clínica Estruturada para o DSM-IV (SCID) versão clínica. *Rev Bras Psiquiatr* 23:156–159.
- D'Onofrio G, Becker B, Woolard RH (2006) The impact of alcohol, tobacco, and other drug use and abuse in the emergency department. *Emerg Med Clin North Am* 24:925–967.
- Ewing JA (1984) Detecting alcoholism: the CAGE questionnaire. *JAMA* 252:1905–1907.
- Figlie NB, Pillon SC, Laranjeira R, Dunn J (1997) Does Audit identify a specific for liaison-psychiatric intervention for alcohol dependent patients in a general hospital? *J Bras Psiquiatria* 46:589–593.
- Fleck MPA, Soares HH (1990) Estudo preliminar da prevalência de alcoolismo em pacientes internados no Hospital de Pronto Socorro de Porto Alegre/Preliminary study of the prevalence of alcoholism in patients of Hospital de Pronto Socorro de Porto Alegre. *Rev Psiquiatr Rio Gd Sul* 12:84–87.
- Frank D, DeBenedetti AF, Volk RJ, Williams EC, Kivlahan DR, Bradley KA (2008) Effectiveness of the AUDIT-C as a screening test for alcohol misuse in three race/ethnic groups. *J Gen Intern Med* 23:781–787.
- Gache P, Michaud P, Landry U, Accietto C, Arfaoui S, Wenger O, Daepen JB (2005) The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) as a screening tool for excessive drinking in primary care: reliability and validity of a French version. *Alcohol Clin Exp Res* 29:2001–2007.
- Gómez A, Conde A, Santana JM, Jorrín A (2005) Diagnostic usefulness of brief versions of Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) for detecting hazardous drinkers in primary care settings. *J Stud Alcohol* 66:305–308.
- Gómez A, Conde A, Santana JM, Jorrín A, Serrano IM, Medina R (2006) The diagnostic usefulness of AUDIT and AUDIT-C for detecting hazardous drinkers in the elderly. *Aging Ment Health* 10:558–561.
- Gual A, Segura L, Contel M, Heather N, Colom J (2002) Audit-3 and Audit-4: effectiveness of two short forms of the alcohol use disorders identification. *Alcohol Alcohol* 37:591–596.
- Hodgson R, Alwyn T, John B, Thom B, Smith A (2002) The FAST Alcohol Screening Test. *Alcohol Alcohol* 37:61–66.
- Hodgson RJ, John B, Abbasi T, Hodgson RC, Waller S, Thom B, Newcombe RG (2003) Fast screening for alcohol misuse. *Addict Behav* 28:1453–1463.
- Kelly TM, Donovan JE (2001) Confirmatory factor analyses of the alcohol use disorders identification test (AUDIT) among adolescents treated in emergency departments. *J Stud Alcohol* 62:838–842.
- Knight JR, Sherritt L, Harris SK, Gates EC, Chang G (2003) Validity of brief alcohol screening tests among adolescents: a comparison of the AUDIT, POSIT, CAGE, and CRAFFT. *Alcohol Clin Exp Res* 27:67–73.
- Kokotailo PK, Egan J, Gangnon R, Brown D, Mundt M, Fleming M (2004) Validity of the alcohol use disorders identification test in college students. *Alcohol Clin Exp Res* 8:914–920.
- Lima CT, Freire AC, Silva AP, Teixeira RM, Farrel M, Farrel M (2005) Concurrent and construct validity of the Audit in urban Brazilian sample. *Alcohol Alcohol* 40:584–589.
- Mansur J, Monteiro MG (1983) Validation of the “CAGE” alcoholism screening test in a Brazilian psychiatric inpatient hospital setting. *Braz J Med Biol Res* 16:215–218.
- Meneses-Gaya C, Zuardi AW, de Azevedo Marques JM, Souza RM, Loureiro SR, Crippa JAS (2009c) Psychometric qualities of the Brazilian versions of the Fagerström Test for Nicotine Dependence and the Heaviness of Smoking Index. *Nicotine Tob Res* 11:1160–1165.
- Meneses-Gaya C, Zuardi AW, Loureiro SR, Crippa JAS (2009a) Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): an updated systematic review of psychometric properties. *Psychol Neurosci* 2:83–97.
- Meneses-Gaya C, Zuardi AW, Loureiro SR, Hallak JEC, Santos RM, Trzesniak C, Sousa JPM, Chagas MHN, Souza RM, Crippa JAS (2009b) The Fast Alcohol Screening Test (FAST) is as good as the AUDIT to screen alcohol use disorders: a study in Brazilian patient and non-patient samples. *Subst Use Misuse*. in press.
- Pal HR, Jena R, Yadav D (2004) Validation of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) in urban community outreach and de-addiction center samples in north India. *J Stud Alcohol* 65:794–800.
- Pérrula-de-Torres LA, Fernández-García JA, Arias-Vega R, Muriel-Palomino M, Márquez-Rebollo E, Ruiz-Moral R (2005) Validity of AUDIT test for detection of disorders related with alcohol consumption in women. *Med Clin (Barc)* 125:727–730.
- Philipot M, Pearson N, Petratou V, Dayanandan R, Silverman M, Marshall J (2003) Screening for problem drinking in older people referred to a mental health service: a comparison of CAGE and AUDIT. *Aging Ment Health* 7:171–175.
- Reid AL, Webb GR, Hennrikus D, Fahey PP, Sanson-Fisher RW (1986) Detection of patients with high alcohol intake by general practitioners. *Br Med J* 293:735–737.
- Reinert DF, Allen JP (2002) The Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): a review of recent research. *Alcohol Clin Exp Res* 26:272–279.
- Reinert DF, Allen JP (2007) The Alcohol Use Disorders Identification Test: an update of research findings. *Alcohol Clin Exp Res* 31:185–199.
- Rosa AA, Gonçalves SC, Stefani SD, Martins OS, Rosa DD, Hunsche A (1998) Percepção e registro de abuso de álcool e de doenças relacionadas num hospital geral universitário. *Rev Assoc Med Brasil* 44:335–339.
- Saitz R (2005) Unhealthy alcohol use. *N Engl J Med* 352:596–607.
- Saunders JB (2006) Substance dependence and non-dependence in the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM) and the International Classification of Diseases (ICD): can an identical conceptualization be achieved? *Addiction* 101(Suppl 1):48–58.
- Saunders JB, Aasland OG, Babor TF, de la Fuente JR, Grant M (1993) Development of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): WHO Collaborative Project on early detection of persons with harmful alcohol consumption – II. *Addiction* 88:791–804.
- Segatto ML, Silva RS, Laranjeira R, Pinsky I (2008) O impacto do uso de álcool em pacientes admitidos em um pronto-socorro geral universitário/

- The impact of alcohol use in patients attended in the emergency room of a university general hospital. *Rev Psiq Clin* 35:138–143.
- Seppä K, Lepistö J, Sillanaukee P (1998) Five-shot questionnaire on heavy drinking. *Alcohol Clin Exp Res* 22:1788–1791.
- Sobell L, Sobell M (1992) Timeline Follow-back: a technique for assessing selfreported ethanol consumption, in *Measuring Alcohol Consumption: Psychosocial and Biological Methods* (Allen J, Litten R, eds), pp. 41–72. Humana Press, Totowa, NJ.
- Tsai MC, Tsai YF, Chen CY, Liu CY (2005) Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT): establishment of cut-off scores in a hospitalized Chinese population. *Alcohol Clin Exp Res* 29:53–57.
- Wu SI, Huang HC, Liu SI, Huang CR, Sun FJ, Chang TY, Shih SC, Jeng KS (2008) Validation and comparison of alcohol-screening instruments for identifying hazardous drinking in hospitalized patients in Taiwan. *Alcohol Alcohol* 43:577–582.