

2 Revisão Bibliográfica

2.1 Ansiedade

Ansiedade é provavelmente a disfunção emocional que mais aflige a qualidade de vida humana. Pelo menos alguma situação relacionada com transtornos específicos de ansiedade é apresentada por aproximadamente 9 a 18% da população brasileira (ALMEIDA-FILHO et al., 1997). Dentre os principais sintomas que constituem estes transtornos, destacam-se a possibilidade da ansiedade gerar confusões ou distorções da percepção, modificando o significado de acontecimentos vivenciados, e interferência com processos de atenção, prejudicando aprendizado e memória. Os sintomas característicos do transtorno de ansiedade podem acontecer nos níveis consciente, comportamental e fisiológico. Dentre os sintomas conscientes destacam-se o sentimento de hipervigilância, insônia, perda de concentração, ansiedade propriamente dita e sensações de apreensão. São características comportamentais da ansiedade: tremores musculares, reação de susto a estímulos insignificantes (resposta de sobressalto), inquietação, caracterizada pela movimentação das mãos, pés ou qualquer outra parte do corpo, bem como andar de um lado para outro. Sintomas fisiológicos podem se apresentar através de intensa palpitação, náuseas, sensação de vazio no estômago e sudorese.

Deve-se reconhecer por intermédio de experiência própria ou conhecimento prévio, que certos graus de ansiedade podem ser considerados benéficos, preparando adequadamente o indivíduo para infundáveis atribuições cotidianas. No início do século XX, esse princípio foi disseminado através da Lei de Yerkes-Dodson (1908), a qual prediz o seguinte: existe um ponto ótimo de ansiedade necessário para a melhor execução de uma determinada atividade. A figura 1 ilustra graficamente que a relação entre ansiedade e desempenho toma a forma de uma curva em “U” invertido; ou seja, até um determinado ponto, o aumento da

ansiedade tem a capacidade de aumentar o desempenho. Em contrapartida, aumentar ansiedade além de um determinado grau provoca a redução de desempenho. A Lei de Yerkes-Dodson sugere ainda que o ponto ótimo para a execução de uma determinada tarefa depende do seu grau de dificuldade. Assim, tarefas mais fáceis necessitam níveis maiores de ansiedade em relação a tarefas mais difíceis. Todavia, níveis exageradamente elevados de ansiedade sempre prejudicam a execução de uma tarefa, seja ela fácil ou difícil, caracterizando-se assim o seu aspecto patológico.

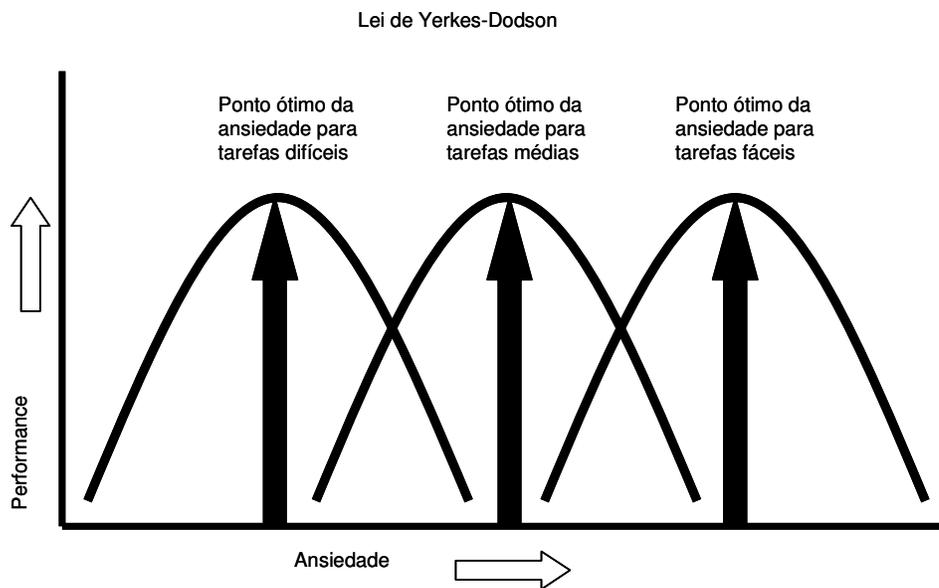


Figura 1 - Lei de Yerkes-Dodson.

Dessa maneira, a ansiedade parece ser, em determinados níveis, um fenômeno adaptativo, uma vez que ela tem a capacidade de otimizar ou potencializar recursos do indivíduo frente a exigências do meio. Nessa mesma linha de pensamento, Levenson (1999) define a ansiedade como uma emoção capaz de organizar comportamentos eficientes para atender às exigências dinâmicas do ambiente.

No nível fisiológico, a ansiedade prepara o sujeito, criando um meio ótimo para uma resposta efetiva e condizente com a demanda ambiental. Essa preparação envolve a organização da expressão facial, tonalidade da voz, tônus muscular, bem como um conjunto de outras respostas mediadas pelo sistema nervoso autônomo e sistema endócrino. No nível comportamental, as emoções podem produzir comportamentos expressivos veiculando informações às outras pessoas e também impulsionam comportamentos instrumentais. No nível consciente, essa emoção altera o foco da atenção para estímulos mais importantes do meio ambiente e evoca informações armazenadas no sistema de memória de longo prazo.

Por outro lado, uma das principais características da ansiedade é a sua capacidade de inibir o curso normal de um conjunto de atividades diárias. Pessoas deixam de trabalhar, viajar e de se relacionarem socialmente graças às sensações de ansiedade associadas a estas situações.

Todas essas sensações são mediadas por reações comandadas pelo sistema nervoso autônomo e pelo sistema hormonal. Sudorese emocional, palpitações, náuseas e sensação de vazio no estômago são exemplos de reações produzidas pelo sistema nervoso autônomo. Com relação ao sistema hormonal, destaca-se a presença de agentes químicos na corrente sanguínea capazes de ativar glândulas situadas em diversas regiões do corpo. Estas alterações no meio interno preparam o sujeito para enfrentar a fonte de perigo de forma mais eficaz. A consciência destas respostas autônomas e hormonais são aspectos extremamente importantes para a percepção dos transtornos de ansiedade.

Diferentes modelos teóricos têm sido propostos com objetivo de compreender a origem patológica da ansiedade. No entanto, não existem ainda teorias suficientemente sólidas capazes de explicar apropriadamente a etiologia destes transtornos.

Uma das razões deve-se provavelmente ao fato dos transtornos de ansiedade constituírem-se em patologias específicas e relativamente independentes umas das outras, embora todas compartilhem um mesmo sentimento subjetivo de mal-estar.

Dessa forma, o primeiro passo para compreender de forma satisfatória estes transtornos consiste no desenvolvimento de um sistema de classificação objetivo capaz de definir como eles se expressam clinicamente. A seguir são apresentados e discutidos alguns aspectos históricos que levaram ao desenvolvimento de sistemas atuais de classificação dos transtornos de ansiedade.

2.1.1 Transtornos de Ansiedade

Os primeiros modelos explicativos de natureza racional capazes de articular um pensamento lógico em relação aos distúrbios mentais surgiram na Grécia antiga. Em torno de 400 a.C., Hipócrates (460 a.C. – 380 a.C.), além de classificar as enfermidades mentais em mania, melancolia e frenesi, descartou a influência de deuses como responsáveis pela origem de qualquer alteração da atividade mental.

Contudo, após o período da Grécia antiga, explicações amparadas em crenças sobrenaturais reapareceram, persistindo por toda a idade média. Somente na virada do século XVII, com a publicação do “Dictionnaire Universel”, em 1690, Antoine Furetière (1619 - 1688) reconheceu o termo ansiedade como uma reação natural a uma situação de perigo. Durante todo o século XVIII este conceito passou a ser utilizado para descrever um estado de inquietude e cansaço, ganhando grande destaque durante a Revolução Francesa (1789 – 1799), provavelmente graças à ênfase que este movimento político atribuiu aos conceitos de liberdade e expressão individual, destacando assim a importância dos fenômenos mentais específicos a cada sujeito.

A noção de ansiedade como uma disfunção da atividade mental surgiu somente no início do século XIX. Em 1813, Augustin-Jacob Landré-Beauvais (1772 – 1840) apontou a ansiedade como uma síndrome composta por aspectos emocionais de natureza consciente acompanhada de reações fisiológicas. Em 1844, Jean Baptiste Félix Descuret (1795 – 1871) publicou o livro “A Medicina das Paixões”, onde dedicou todo um capítulo às reações de ansiedade e sua relação com problemas médicos. Em 1850, Otto Domrich descreveu o que hoje denominamos de transtorno do pânico, apontando a presença de palpitações,

tonturas e outros sintomas. Em 1871, Jacob Mendez da Costa (1833 – 1900), realizou novas descrições deste mesmo transtorno, denominando-o de “síndrome do coração irritável”. Em 1869, George Beard (1839 – 1883) introduziu o conceito de neurastenia para designar graus menores de ansiedade e depressão, incluindo a presença de profunda exaustão, dificuldade de concentração, dores crônicas, insônia e dificuldades sexuais. Em 1880, Karl Westphal (1883 – 1890) descreveu uma série de sintomas presentes em fobias simples, assim como no transtorno obsessivo-compulsivo. Posteriormente, Sir Aubrey Lewis identificou um quadro semelhante entre os soldados que haviam participado da primeira guerra mundial e chamou-o de “síndrome do esforço” (STONE, 1997).

Mas foi somente com Sigmund Freud (1845 – 1939) que os transtornos de ansiedade adquiriram grande destaque clínico e diferentes quadros patológicos envolvendo ansiedade começaram a ser sistematicamente estudados. Freud (1886) descreveu com clareza várias disfunções relacionadas com a ansiedade, dentre elas a crise aguda de angústia, a neurose de angústia e a expectativa ansiosa, hoje, respectivamente denominadas de ataque de pânico, transtorno do pânico e ansiedade generalizada. Freud definiu também outros transtornos ansiosos, como por exemplo, a neurose obsessiva-compulsiva (transtorno obsessivo-compulsivo), neurose fóbica (fobias específicas) e neurose traumática (transtorno do estresse pós-traumático). No entanto, este sistema de classificação psicanalítico tornou-se altamente inferencial e especulativo, calcando-se quase que exclusivamente em pressupostos teóricos que ainda carecem de validação empírica.

Paralelamente a Freud, Emil Kraepelin (1856 – 1926), na virada do século XX, deu início a um sistema de classificação dos transtornos mentais análogo às enfermidades físicas, distinguindo-as de acordo com seus; etiologia, sintomas, evolução e prognóstico. Essa tentativa de classificação nomológica dos transtornos mentais resultou numa seção exclusiva dedicada às doenças mentais na Classificação Internacional de Doenças em sua sexta edição (CID-6), publicada em 1948 pela Organização Mundial de Saúde.

Sendo a nomenclatura psiquiátrica existente naquela época inadequada para descrever a variedade de psicopatologias observadas pelos militares durante a

Segunda Guerra, a Associação Psiquiátrica Norte-Americana publicou, em 1952, uma classificação independente da CID-6 para os distúrbios psiquiátricos denominada de Manual Estatístico e Diagnóstico dos Transtornos Mentais (DSM, do inglês, Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders).

Devido à dificuldade de se entender ou mesmo descrever a complexidade dos transtornos mentais de uma forma geral e os de ansiedade em particular, o DSM e a CID vêm sofrendo uma série de alterações ao longo dos anos. A Tabela 1 apresenta os respectivos anos de publicação de cada uma das edições destes dois sistemas de classificação dos transtornos mentais. A evolução destes sistemas, embora tenha sido influenciada por mudanças intelectuais, econômicas, científicas e tecnológicas ao longo de todos esses anos (WILSON, 1993), vem aprimorando a descrição dos sintomas envolvidos, sendo extremamente útil não só à prática clínica como também vem permitindo o emprego de termos descritivos para caracterizar determinados transtornos. Atualmente, o DSM encontra-se na sua quarta edição com texto revisado (DSM-IV-TR) enquanto a CID, em sua décima edição (CID-10). A seguir esses dois sistemas são apresentados.

Tabela 1 - Ano de publicação de cada uma das edições destes dois sistemas de classificação dos transtornos mentais: CID e DSM.

Classificação dos Transtornos Mentais			
CID		DSM	
Revisão	Ano	Revisão	Ano
6	1948	I	1952
7	1955	II	1968
8	1965	III	1980
9	1975	III-R	1987
10	1992	IV	1994
		IV-TR	2000

Tanto o DSM-IV como a CID-10 classificam e definem critérios capazes de diagnosticar diferentes quadros relacionados com transtornos de ansiedade. A Tabela 2 apresenta uma comparação da classificação nomológica dos transtornos de ansiedade de acordo com o DSM-IV e a CID-10. A seguir os tipos de transtorno serão sucintamente explicados.

Tabela 2 - Classificação dos transtornos de ansiedade de acordo com o DSM-IV e a CID-10.

Classificação dos Transtornos de Ansiedade			
DSM-IV		CID-10	
Código	Tipo de Transtorno	Código	Tipo de Transtorno
300.01	Transtorno de pânico sem agorafobia	F41.0	Transtorno de pânico
300.21	Transtorno de pânico com agorafobia	F40.01	Agorofobia com transtorno de pânico
300.22	Agorofobia sem história de transtorno do pânico	F40.00	Agorofobia sem transtorno do pânico
300.29	Fobia específica	F40.2	Fobias específicas
300.23	Fobia social	F40.1	Fobias sociais
300.3	Transtorno obsessivo-compulsivo	F42.8	Outros transtornos obsessivo-compulsivo
309.81	Transtorno de estresse pós-traumático	F43.1	Transtorno de estresse pós-traumático
308.3	Transtorno de estresse agudo	F43.0	Reação aguda ao estresse
300.02	Transtorno de ansiedade generalizada	F41.1	Transtorno de ansiedade generalizada
293.89	Transtorno de ansiedade devido a...condição médica geral ou induzido por substância	F06.4	Transtorno orgânico de ansiedade
300.00	Transtorno de ansiedade SOE	F41.9	Transtorno de ansiedade não especificado

O DSM-IV define dois conjuntos de critérios diagnósticos para o transtorno do pânico: um relacionado com a ausência de agorafobia e o outro com a presença de agorafobia. Essa associação da agorafobia, o medo de estar sozinho em locais públicos, com o transtorno do pânico deve-se ao fato de que o DSM-IV, mas não a CID-10, sustenta a idéia de que agorafobia seja causada pelo desenvolvimento do medo da ocorrência de um ataque de pânico em um local aberto e de difícil possibilidade de fuga. Dessa forma, o DSM-IV entende que a agorafobia pode servir como um qualificador do transtorno do pânico, classificando-o sempre em relação à história do pânico, ou seja: transtorno do pânico *com* ou *sem* agorafobia. Por outro lado, a CID-10 tem abordagem completamente oposta, empregando o transtorno do pânico como qualificador da agorafobia, classificando assim a agorafobia em *com* ou *sem* transtorno do pânico (PORTELLA-NUNES, 2001).

Com relação às fobias sociais, bem como fobias a situações específicas, o DSM-IV e a CID-10 apresentam classificações semelhantes. As fobias sociais caracterizam-se por um medo acentuado e persistente de situações sociais ou de desempenho no qual o indivíduo pode vir a se sentir envergonhado. Medos restritos a situações ou objetos específicos, tais como determinados animais, altura, sangue, voar ou espaços fechados, são denominadas de fobias específicas.

A definição do transtorno de ansiedade generalizada também é compartilhada pelos dois sistemas de classificação, caracterizando-se por preocupações excessivas e persistentes desproporcionais à realidade. O sentimento de ansiedade é acompanhado por queixas somáticas, tais como tremores, tensão muscular, sudorese, palpitação, tonturas e desconfortos digestivos.

O transtorno obsessivo-compulsivo caracteriza-se por pensamentos obsessivos ou atos compulsivos recorrentes. No DSM-IV, esse transtorno é classificado entre os transtornos ansiosos, enquanto que na CID-10 ele é uma categoria independente definindo-se subclassificações em relação à preponderância dos sintomas. Assim, a CID-10 subdivide o transtorno obsessivo-compulsivo com preponderância em pensamentos obsessivos, atos compulsivos ou mistos.

O DSM-IV e a CID-10 definem de forma similar as duas formas patológicas que o estresse grave pode causar em um indivíduo: transtorno de estresse agudo e transtorno de estresse pós-traumático. O transtorno de estresse agudo ou reação aguda ao estresse caracteriza-se pelo desenvolvimento de sintomas de ansiedade por um período transitório que ocorre imediatamente após a exposição de um evento traumático ou a uma súbita e ameaçadora mudança na posição social e/ou relações do indivíduo. Por outro lado, o transtorno de estresse pós-traumático caracteriza-se como uma resposta tardia e muito mais duradoura, caracterizando-se por repetidas revivências do trauma sob a forma de memórias intrusas (flashbacks), acompanhadas por sintomas de excitação aumentada e esquiva a estímulos associados com o evento estressante.

A CID-10 define os distúrbios de ajustamento associados à reação do estresse, enquanto que o DSM-IV define os transtornos de ajustamento como uma categoria independente. Esse transtorno caracteriza-se pelo desenvolvimento de sintomas emocionais (ansiedade ou depressão) e/ou comportamentais (por exemplo, comportamento agressivo ou anti-social) em resposta a um ou vários eventos estressantes.

Finalmente, a CID-10 define o transtorno misto de ansiedade e depressão (F41. 2), não existindo conceito similar no DSM-IV (PORTELLA-NUNES, 2001). Esse diagnóstico é utilizado quando ambos os sintomas, de ansiedade e depressão, estão presentes, porém nenhum conjunto de sintomas, considerado separadamente é grave o suficiente para justificar o diagnóstico.

2.1.2 Diagnósticos para Avaliação da Ansiedade

Desde 1950, as pesquisas em ansiedade humana têm sido facilitadas em duas frentes: avanços nos conceitos sobre ansiedade como um construto teórico e a criação de um maior número de escalas para medir ansiedade.

O termo ansiedade é utilizado para descrever no mínimo dois construtos diferentes. Empiricamente, o termo pode ser utilizado para descrever um estado ou condição emocional de desprazer e/ou descrever diferenças individuais relativamente estáveis, como o traço de personalidade.

O conceito de estado e traço de ansiedade foi primeiramente introduzido por Cattell (1966) e elaborado por Spilberger (1972). De forma geral, estados da personalidade correspondem aos momentos da vida do indivíduo (THORNE, 1966) e às suas reações emocionais (SPILBERGER, 1972).

O estado emocional existe em um dado momento e com um nível particular de intensidade. Estados de ansiedade são caracterizados como sentimentos de tensão subjetiva, apreensão, nervosismo e aborrecimento, e ainda pela ativação autônoma do sistema nervoso.

Os valores totais de ansiedade-estado podem, de acordo com o perigo percebido, variar em intensidade e oscilar no tempo. Em contraste com a natureza transitória dos estados emocionais, traços da personalidade são definidos como diferenças relativamente duradouras entre pessoas com tendências específicas de agir e reagir, com preditiva regularidade.

Traços de personalidade têm a característica de uma classe de construtos que Atkinson (1964) denomina “motivos” ou disposições adquiridas na infância e que permanecem latentes até serem ativadas por uma situação. Campbell (1963) trata esses traços como “posições comportamentais adquiridas”, ou seja, conceitos adquiridos que envolvem resíduos de experiências passadas e levam o indivíduo a manifestar consistência em suas respostas no meio em que vive.

O traço de ansiedade se refere às diferenças relativamente estáveis entre pessoas nas suas tendências em classificar uma situação de estresse como perigo ou ameaça e a responder a tais situações, apresentando elevações em seus estados de ansiedade. Da mesma maneira, o traço de ansiedade pode ser um indicador da frequência e intensidade com que estados de ansiedade foram manifestados no passado e na possibilidade de serem apresentados no futuro. Quanto mais forte for o traço de ansiedade, maior a probabilidade de o indivíduo apresentar elevações mais intensas no estado de ansiedade em situação ameaçadora.

A elevação dos estados de ansiedade em indivíduos com alto traço de ansiedade, depende da maneira pela qual cada um percebe tal situação como perigosa ou ameaçadora, o que é muito influenciado pelas experiências passadas de cada indivíduo.

Indivíduos com alto traço de ansiedade exibem elevações no estado de ansiedade mais frequentemente do que indivíduos com baixo traço de ansiedade, pois esses tendem a interpretar um número maior de situações como ameaçadoras ou perigosas. Em situações que envolvem relacionamentos interpessoais, testes e ameaça à auto-estima, indivíduos com alto traço de ansiedade tendem a elevar a intensidade do estado de ansiedade.

2.2 Transtorno de Ansiedade Generalizada (TAG)

Dentre os transtornos de ansiedade, o transtorno de ansiedade generalizada é o mais característico, destacando-se pelo fato do sujeito encontrar-se permanentemente em um estado incontrolável de preocupação e apreensão acompanhada por uma variedade de sintomas somáticos em consequência de uma hiperatividade do sistema nervoso autônomo.

Normalmente, pacientes com transtorno de ansiedade generalizada buscam auxílio graças à ocorrência de um ou vários dos seguintes sintomas somáticos: diarreia crônica, dores musculares, mau funcionamento gastrointestinal, dores de cabeça, palpitações ou taquicardias. Além dos sintomas somáticos, pacientes com transtornos de ansiedade apresentam alta vigilância cognitiva, irritabilidade persistente e uma grande inquietação ou incapacidade de relaxar.

2.2.1 Diagnósticos para Avaliação do Transtorno de Ansiedade Generalizada (TAG)

O transtorno de ansiedade generalizada é definido no DSM-IV (Associação Psiquiátrica Americana - 1994) como preocupação excessiva e ansiedade sobre muitos aspectos que ocorrem na maior parte dos dias em um intervalo mínimo de seis meses. A preocupação (e ansiedade) é caracterizada pela dificuldade de controle e é associada com três (ou mais) dos seguintes sintomas: tensão muscular, inquietação/sentir-se cercado ou no limite, dificuldade de concentração/pensamentos vazios, facilidade em sentir-se cansado, irritabilidade e sono perturbado.

TAG foi inicialmente introduzido no DSM-III (ASSOCIAÇÃO PSIQUIÁTRICA AMERICANA, 1980) como uma categoria residual (isto é, somente confirmado quando critérios para outros transtornos de ansiedade não estavam presentes), mas desde então tem sofrido inúmeras revisões empíricas (BROWN, BARLOW e LIEBOWITZ, 1994; MARTEN et al., 1993). Por exemplo, no DSM-III-R (ASSOCIAÇÃO PSIQUIÁTRICA AMERICANA,

1987), preocupação foi identificada como característica central do TAG e diversas características somáticas foram especificadas. No DSM-IV, a persistência e incontrolabilidade da preocupação foram enfatizadas, onde a natureza não realística da preocupação foi removida da definição. Uma mudança importante no DSM-IV foi o refinamento das características associadas, eliminando sintomas de estímulos autônomos (isto é, batimento cardíaco acelerado, transpiração na palma da mão) que tendem a ser associados com muitos outros transtornos de ansiedade, mas são menos frequentes em indivíduos com TAG (MARTEN et al., 1993). Realmente, o número de características associadas necessárias para o diagnóstico foi reduzido de 6 (dos 18) no DSM-III-R para 3 (dos 6) no DSM-IV.

Determinadas características diagnósticas e clínicas para avaliação do TAG encontram-se resumidas na Tabela 3. Recomenda-se a utilização de estratégias para avaliar essas características (escalas psicométricas ou medidas do TAG) durante um tratamento, viabilizando a avaliação de mudanças nos sintomas e características associadas ao TAG.

Tabela 3 - Características diagnósticas e clínicas para avaliação do TAG.

Preocupação
Persistência da preocupação (positiva e negativa)
Intolerância da incerteza
Ansiedade (cognitiva e somática)
Características associadas (tensão, dificuldade em pegar no sono)
Sintomas de comorbidade (ansiedade social, sintomas de pânico, sintomas depressivos, outras fobias de ansiedade e afastamento social, condições médicas, uso de substâncias)
Desejo por objetivos/valores, áreas de inatividade comportamental
Afastamento emocional

2.3 Preocupação

A avaliação da existência do TAG em indivíduos, necessariamente inicia-se com a verificação da manifestação de sua característica central, a preocupação. Na última década, muitos estudos empíricos e teóricos foram desenvolvidos para entender a natureza e o funcionamento da preocupação (BORKOVEC, 1994; BORKOVEC, HAZLETT-STEVENSON e DIAZ, 1999; WELLS, 1995). Preocupação é definida como uma atividade preliminarmente verbal-lingüística focada na geração de futuras catástrofes potenciais (BORKOVEC, 1994). Por isso, preocupação é similarmente identificada como componente cognitivo de ansiedade.

Pesquisa e teorização na função preocupação têm destacado diversos aspectos potenciais que devem manter a ocorrência da preocupação. Primeiro, a preocupação deve servir como um mecanismo para evitar estímulo emocional: preocupação é associada com redução de estímulo fisiológico em resposta a estímulo de fobia (BORKOVEC e HU, 1990) e, portanto, deve ser negativamente reforçada para a redução de estímulos somáticos desconfortáveis (BORKOVEC, 1994). Entretanto, a preocupação também interfere na ansiedade, a qual se torna habitual depois de repetidas exposições a estímulos de fobia (BORKOVEC e HU, 1990), ou seja, preocupação induz a uma assistência somática inicial, mas, mantém por um longo tempo a ansiedade presente.

Outras funções de preocupação têm sido sugeridas em estudos que identificaram diversos aspectos positivos da preocupação, os quais são comumente considerados como preocupações crônicas (BORKOVEC et al., 1999; CARTWRIGHT-HATTON e WELLS, 1997; DARVEY, TALLIS e CAPUZZO, 1996). Indivíduos com TAG freqüentemente acreditam que preocupação é motivante, prepara para o pior, facilita a resolução de problemas, prepara para futuras catástrofes e efetivamente distrai de outras dificuldades. Entretanto, indivíduos com TAG indicam altos níveis de intolerância à incerteza (FREESTON et al., 1994). Então, a ocorrência da preocupação deve ser mantida

em parte devido à predição de potenciais eventos futuros (negativos) fornecendo uma ilusão de certeza.

Finalmente, vários pesquisadores concluíram que a ocorrência da preocupação deve ser mantida em parte devido à intenção de parar de se preocupar, paradoxalmente aumentando a frequência dessa atividade. Tentativas de controle ou eliminação dessa atividade podem fracassar e conduzir a um aumento de pensamentos de redução da preocupação (ROEMER e BORKOVEC, 1993; WEGNER, 1994), embora pesquisas demonstrem inconsistência nos efeitos desses pensamentos de supressão (PURDON, 1999).

Então, características importantes de avaliação da preocupação em TAG incluem:

- i) Sua ocorrência, frequência, controlabilidade e persistência; e
- ii) Aspectos associados com a manutenção de sua ocorrência, os quais devem incluir a função de redução de sua emoção/estímulo, aspectos positivos sobre a sua função e fracasso na tentativa de seu controle ou supressão.

2.3.1 Instrumentos para Avaliação da Preocupação

A lista de perguntas dos transtornos de ansiedade para DSM-IV (BROWN, DI NARDO e BARLOW, 1994) e o questionário TAG fornecem exemplos de questões para avaliar as características de preocupação.

É importante ressaltar que embora muitos pacientes usem a palavra preocupação para descrever sua atividade cognitiva ou descrever a si próprios como “preocupados”, alguns deverão usar outras palavras como “inquietação” ou “apreensão” para descrever a mesma atividade (“Eu acho que estou frequentemente inquieto sobre coisas ruins que possam acontecer”, “Eu não consigo parar de pensar em possíveis catástrofes”).

Também é importante ter precaução ao avaliar a frequência de preocupação. Um indivíduo com TAG deve acreditar intensamente na funcionalidade da preocupação, que ele ou ela não podem rapidamente perceber os caminhos no qual a preocupação é excessiva ou interfere no seu funcionamento. Perguntar sobre os níveis individuais de preocupação de outras pessoas pode às vezes ajudar a avaliar se a preocupação é realmente excessiva.

Finalmente, é importante avaliar as circunstâncias nas quais os indivíduos encontram-se tipicamente preocupados. Indivíduos com TAG frequentemente demonstram que se preocupam com “qualquer coisa”. A questão, “Você se preocupa excessivamente com coisas irrelevantes?” foi identificada como o aspecto que discrimina efetivamente indivíduos com TAG de outros com diferentes transtornos de ansiedade (BARLOW, 1988).

O Questionário de Preocupação do Estado da Pensilvânia é o instrumento de medida de auto-relato mais comumente usado para avaliar a intensidade de preocupação patológica. Adicionalmente, pode ser necessário utilizar o Questionário de Preocupação Dominante (Worry Domains Questionnaire – WDQ) para avaliar aspectos da preocupação, embora complementos com o Inventário de Pensamentos Ansiosos possam ser necessários, pois o WDQ não inclui a avaliação de preocupações relacionadas com a saúde. Um segmento populacional com especificidades bem definidas, os idosos, tem uma escala própria de preocupação (WISOCKI, 1988).

Além dessas, diversas outras maneiras para auto monitorar a preocupação foram desenvolvidas, sendo usadas tanto para avaliação inicial e particularmente como um instrumento de conscientização/intervenção durante o tratamento. Craske, Barlow e O’Leary (1992) descrevem a preocupação registrada como sendo aquela em que os pacientes registram a intensidade e aspectos da preocupação; onde sintomas associados, uma descrição de eventos e o pensamento registrado a cada instante aumentam a ansiedade deles. Borkovec e Roemer (1994) descrevem o uso de diários nos quais o nível de ansiedade é registrado quatro vezes ao dia, com descrições de cada evento caracterizado por elevada ansiedade. Finalmente, Borkovec, Hazlett-Stevens e Diaz (1999) descrevem o uso

do resultado da Preocupação Diária, no qual clientes registram semanalmente predições negativas específicas, voltam a avaliar se o resultado foi negativo como eles haviam predito e avaliam o grau de ajuste obtido ao confrontar os resultados.

Aspectos de manutenção potencial da ocorrência da preocupação devem ser preferencialmente avaliados durante uma entrevista clínica para identificar a função idiossincrática de algumas preocupações individuais. Vários instrumentos de medida de auto-relato foram desenvolvidos para avaliar aspectos considerados relevantes. Aspectos positivos sobre a preocupação são avaliados no Questionário Porque Preocupação, na Escala de Conseqüências da Preocupação e no Questionário de Meta Cognições. A tentativa de controlar a preocupação ou outro pensamento negativo, juntamente com as tarefas negativas gerais sobre a preocupação e outros pensamentos negativos (os quais são adequados para motivar tentativas de controlar a preocupação) são avaliados em vários instrumentos: O Questionário de Meta Cognições, Questionário de Controle do Pensamento, Inventário de Supressão Urso Branco, Inventário de Pensamentos Ansiosos, Questionário de Aceitação e Ação e Escala de Conseqüências da Preocupação. Finalmente, uma escala para avaliar o nível de intolerância à incerteza também foi desenvolvida (FREESTON et al., 1994).

2.4 Metrologia de uma Medida Psicológica

Segundo Hair et al. (2005) um construto psicológico representado por n variáveis observáveis ponderadas e previamente especificadas (X_1 até X_n) pode ser configurado matematicamente como:

Valor da variável estatística = $\omega_1 X_1 + \omega_2 X_2 + \omega_3 X_3 + \dots + \omega_n X_n$, onde X_n é a variável observável e ω_n é o peso determinado por uma técnica estatística multivariada, o qual indica o grau de predição do construto psicológico. A medida de um construto psicológico é um único valor numérico representado por uma combinação linear do conjunto inteiro de variáveis observáveis ponderadas (itens de um questionário).

Os valores atribuídos às variáveis observáveis são os dados a serem analisados por uma técnica multivariada. Esta análise envolve a partição, identificação e medição da variação nos dados entre um conjunto de variáveis observáveis ou entre este conjunto e variáveis estatísticas. Porém, não se pode repartir ou identificar variação nos dados dessas variáveis a menos que elas possam ser mensuradas. A mensuração deve representar com precisão o construto psicológico e é instrumental na seleção da técnica estatística multivariada apropriada para análise.

Segundo Hair et al. (2005) há dois tipos fundamentais de dados: não-métricos (qualitativos) e métricos (quantitativos). Dados não-métricos são atributos, características ou propriedades categóricas que identificam ou descrevem diferenças de um objeto em tipo ou espécie, indicando a presença ou ausência de uma característica ou propriedade. Muitas dessas propriedades são discretas, no sentido de terem uma característica particular, sendo todas as outras excluídas. Em contrapartida, medições de dados métricos são realizadas de modo que os indivíduos possam ser diferenciados em quantidade relativa ou grau.

A escala intervalar e escala de razão (ambas métricas) fornecem o mais alto nível de precisão de medida, permitindo que quase todas as operações matemáticas sejam executadas. Essas duas escalas têm unidades constantes de medida e, portanto, diferenças entre quaisquer dois pontos adjacentes em qualquer parte da escala são iguais. A única diferença real entre essas escalas é que a escala de razão tem um ponto zero absoluto, permitindo a abordagem de múltiplos quando se relaciona um ponto da escala com outro. Já a escala intervalar tem um ponto zero arbitrário, não permitindo que qualquer valor na escala seja um múltiplo de algum outro ponto da escala, como é o caso do grau de sentimento ou adequação aos itens de um questionário.

Segundo Scott Long, J. (1984) algumas variáveis de interesse teórico, como construtos psicológicos, não podem ser observadas diretamente (intangíveis). Essa é a idéia fundamental envolvendo a técnica estatística multivariada adotada para determinar empiricamente o grau de predição do construto psicológico (isto é, mensurando de uma escala psicométrica) através dos itens de um questionário,

ou seja, o modelo analítico fatorial. Essas variáveis não observáveis são referenciadas como variáveis latentes ou fatores. Enquanto variáveis latentes não podem ser diretamente observadas, informações sobre elas podem ser obtidas indiretamente ao perceber seus efeitos em variáveis observáveis. Análise fatorial visa representar (normalmente) um pequeno número de variáveis latentes ao analisar a covariância através de um conjunto de variáveis observáveis.

2.4.1 Exame Metrológico da Estrutura Latente de uma Escala Psicométrica

Análise Fatorial Exploratória

A análise Fatorial (AF) é uma técnica de análise exploratória de dados que tem por objetivo descobrir e analisar a estrutura (definida no sentido psicológico de uma percepção ou experiência) de um conjunto de variáveis inter-relacionadas, de modo a construir uma escala de medidas para fatores que de alguma forma controlam as variáveis originais. Ou de outra forma, a AF é um conjunto de técnicas estatísticas que procura explicar a correlação entre as variáveis observáveis, simplificando os dados através da redução do número de variáveis necessárias para descrevê-los em um conjunto de variáveis não observáveis (fatores), que expressam o que existe de comum nas variáveis originais (JOHNSON e WICHERN, 1998).

A AF usa as correlações observadas entre as variáveis originais para estimar os fatores comuns e as relações estruturais que ligam os fatores (latentes) às variáveis. O objetivo principal da AF é o de atribuir total (quantificação) a construtos ou fatores que não são diretamente observáveis.

De acordo com as propriedades acima, pode-se escrever:

$$\begin{aligned} V(z_i) &= V(\lambda_{i1}f_1 + \lambda_{i2}f_2 + \dots + \lambda_{im}f_m + \eta_i) = \\ &\lambda_{i1}^2V(f_1) + \lambda_{i2}^2V(f_2) + \dots + \lambda_{im}^2V(f_m) + V(\eta_i) = \\ &\lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2 + \dots + \lambda_{im}^2 + \psi_i = h_i^2 + \psi_i \end{aligned}$$

Portanto, a variância de “z” pode ser dividida em duas componentes aditivas: a comunalidade h^2 (estimativa da variância de “z” explicada pelos fatores comuns) e ψ_i (a porção da variância de “z” única desta variável).

A correlação entre “z” e “f” é dada por $\text{cov}(z_i, f_j) = \lambda_{ij}$, isto é, a carga fatorial da variável “i” com o fator “j”.

Em termos matriciais pode-se escrever:

$$z = \Lambda f + \eta \quad \text{onde} \quad \Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \dots & \lambda_{1m} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \dots & \lambda_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \lambda_{p1} & \lambda_{p2} & \dots & \lambda_{pm} \end{bmatrix}$$

A matriz de correlação é dada por:

$$\Pi = E(zz') = E[(\Lambda f + \eta)(\Lambda f + \eta)'] = \Lambda\Lambda' + \psi$$

A modelagem das relações estruturais entre as variáveis originais pode-se fazer a partir da matriz de correlação ou de variância-covariância, isto é, queremos encontrar Λ e ψ tal que $\Pi = \Lambda\Lambda' + \psi$.

Considere a matriz de correlação populacional Π sendo estimada pela matriz de correlações amostrais R .

O teste de esfericidade de Barlett é usado para verificar se a correlação entre as variáveis originais é elevada o suficiente para que a AF tenha utilidade na estimação dos fatores comuns. Sendo I a matriz identidade, no teste temos: $H_0 : \Pi = I$ versus $H_1 : \Pi \neq I$. A estatística de teste é dada por:

$$X^2 = -\left(N - 2 - \frac{2p+5}{6}\right) \log |R|$$

Sob H_0 esta estatística tem distribuição qui-quadrado com $p(p-1)/2$ graus de liberdade. Rejeita-se H_0 quando $X^2 \geq \chi^2_{1-\alpha; [p(p-1)/2]}$.

O teste mais utilizado é o de medida de adequação da amostragem de *Kaiser Meyer-Olkin (KMO)*. O KMO é uma medida da homogeneidade das variáveis, que compara as correlações parciais observadas entre as variáveis.

$$KMO = \frac{\sum_{i=1}^{p-1} \sum_{j=i+1}^p r_{x_i x_j}^2}{\sum_{i=1}^{p-1} \sum_{j=i+1}^p r_{x_i x_j}^2 + \sum_{i=1}^{p-1} \sum_{j=i+1}^p r_{x_i x_j | x_k}^2}$$

A tabela 4 a seguir indica a utilização da AF baseada no critério KMO.

Tabela 4 - Utilização da AF pelo critério KMO.

Valor de KMO	Recomendação de AF
] 0.9; 1.0]	Excelente
] 0.8; 0.9]	Boa
] 0.7; 0.8]	Média
] 0.6; 0.7]	Medíocre
] 0.5; 0.6]	Mau mas ainda aceitável
< 0.5	Inaceitável

Se Π estimada por R , diferir significativamente de I , então a AF é apropriada e o problema consiste em encontrar os pesos l_{ij} e n_i , tal que $R = LL' + n$, para um conjunto de “m” fatores latentes.

Tem-se que, $\Pi = \Lambda\Lambda' + \psi$ e daí pode-se tirar que $\Lambda\Lambda' = \Pi - \psi$. Para estimar a matriz de pesos (cujas diagonais principais dá as comunalidades), calculam-se os autovalores e autovetores $\Pi - \psi$.

a) Método dos componentes principais

Baseia-se no pressuposto de que se pode definir “q” variáveis estatisticamente não correlacionadas a partir das combinações lineares das “p” variáveis originais.

Os componentes principais são calculados por ordem de importância, isto é, a primeira explica o máximo possível da variância dos dados originais, a segunda o máximo possível da variância ainda não explicada, e assim por diante.

Consiste em determinar os autovalores e autovetores da matriz $\Pi - \psi$. Considere $\xi = \Lambda x$, onde ξ é o vetor dos “m” componentes principais retidos, Λ é a matriz ortogonal dos pesos fatoriais e “x” é o vetor das “p” variáveis. Mas $\Lambda'\xi = \Lambda x \Lambda'$ resulta em $x = \Lambda'\xi$ e as variâncias únicas podem ser obtidas pela soma dos autovalores dos p-m componentes principais restantes.

Em outras palavras, se R é a matriz de correlação das variáveis, os autovalores podem ser obtidos pela raiz dos polinômios $|R - \lambda I| = 0$.

No método alternativo de Máxima Verossimilhança assume-se que os dados provêm de uma distribuição normal multivariada. As soluções de Λ e ψ são obtidas pela maximização da função:

$$F = \text{tr} \left[(\Lambda\Lambda' + \psi^2)^{-1} R \right] - \log \left| (\Lambda\Lambda' + \psi^2)^{-1} R \right| - p$$

Na AF os parâmetros a serem estimados são os pesos fatoriais e as comunalidades.

Em geral, deve-se trabalhar com os dados padronizados, isto é, com a matriz de correlação. Porém, se for importante considerar que uma variável com maior variância deva ter impacto na AF, então se deve utilizar a matriz de variância-covariância das variáveis originais.

b) Extração do número de componentes principais

Não há uma resposta definitiva sobre o número de componentes que devem ser extraídos. Essa decisão pode estar em função da quantidade de variância amostral total explicada, tamanhos relativos dos autovalores (a variância dos componentes amostrais), e uma interpretação subjetiva dos componentes. Além disso, um componente associado com um autovalor próximo de zero, apesar de ser considerado não significativo, deve indicar uma dívida quanto à dependência linear nos dados.

Um teste visualmente usual para determinar o número apropriado de componentes principais é o *Scree Plot* (Gráfico de Sedimentação). Com os autovalores ordenados do valor mais alto para o mais baixo, um Gráfico de Sedimentação é um gráfico da magnitude dos autovalores versus o número de autovalores. Para determinar o número apropriado de componentes, deve-se observar uma curvatura (joelho) no Gráfico de Sedimentação. Considera-se o número de componentes a ser extraído a partir do ponto em que os autovalores são relativamente pequenos e todos aproximadamente de mesma magnitude. A figura 2 mostra um Gráfico de Sedimentação para a situação com seis componentes principais.

Um joelho ocorre no gráfico da figura 2 aproximadamente no autovalor 3, indicando que os autovalores depois da magnitude 2 são todos relativamente pequenos e aproximadamente da mesma magnitude. Neste caso, demonstra-se, sem nenhuma outra evidência, que dois (ou talvez três) componentes principais amostrais explicam efetivamente a variância amostral total.

Um segundo procedimento recomendado para decidir o número de componentes principais envolve a extração de autovalores de um conjunto de dados aleatórios em paralelo a um conjunto dos dados atuais, considerando o mesmo número de casos e variáveis. Os autovalores derivados do conjunto de dados atuais são então comparados com os autovalores derivados do conjunto de dados aleatórios, ou seja, o procedimento da *Análise Paralela*. Na descrição original de Horn's (1965) sobre este procedimento, a média dos autovalores dos dados aleatórios serviram como base de comparação, onde se recomenda o uso de autovalores que correspondam ao percentil desejável (especialmente o 95^o) da distribuição dos autovalores dos dados aleatórios (Cota et al., 1993; GLORFELD, 1995; COTA et al., 1993 e TURNER, 1998). Como também demonstrado na figura 2, o número de componentes a serem extraídos é indicado pela quantidade de autovalores dos dados atuais superiores aos dos dados aleatórios, principalmente o 95^o percentil.

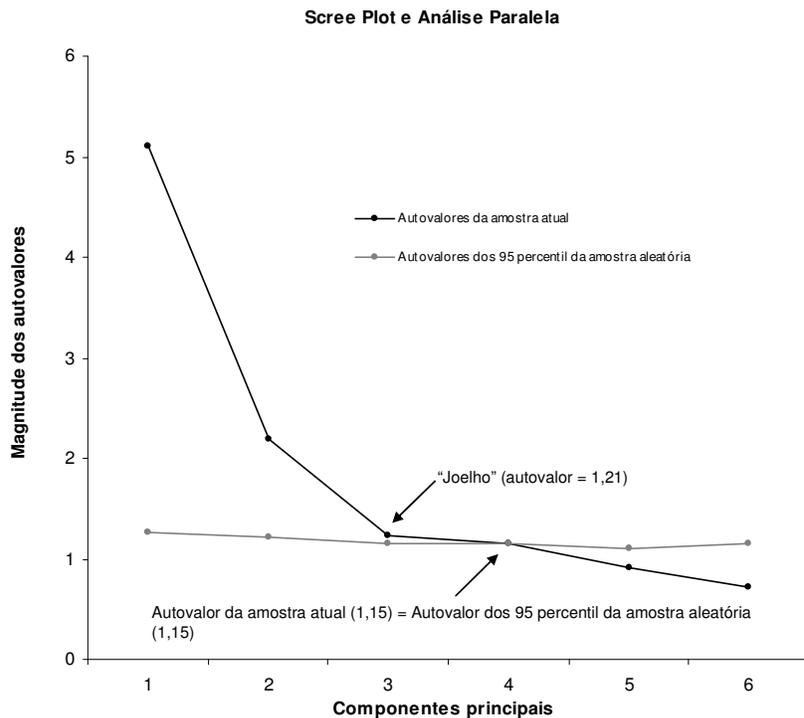


Figura 2 - Gráfico de Sedimentação para extração do número de componentes principais e número de componentes principais a serem extraídos pelo procedimento da análise paralela.

A intensificação computacional permite determinar rapidamente o número de componentes nos modernos computadores pessoais. Comandos para efetuar análise paralela no SPSS são exibidos no apêndice A e simplesmente especifica-se o número de casos, variáveis, conjunto de dados e o percentil desejável para a análise no início do programa. Os comandos no apêndice A não lêem a matriz de correlação, permitindo maior flexibilidade no uso de programas.

c) Rotação e interpretação dos componentes principais

Tem como objetivo principal a transformação dos coeficientes dos componentes principais retidos numa estrutura simplificada.

Seja C (pxq) a matriz de autovetores antes da rotação e seja B (pxq) a matriz de vetores depois da rotação, onde “q” é o número de componentes principais retidas. Sejam, $B = C * G$ e G (qxq), para que “B” tenha uma estrutura simplificada é necessário que se verifiquem as seguintes condições:

i) Cada linha de B deverá conter pelo menos um zero, significando que cada variável estará não correlacionada com pelo menos uma variável após a rotação;

ii) Cada coluna de B deverá conter pelo menos “q” zeros; e

iii) Para cada par de colunas de B, as variáveis com coeficientes nulos numa das colunas não os deverão ter na outra coluna. Essa condição tenta garantir a independência dos vetores depois da rotação.

No que diz respeito aos métodos ortogonais, o problema consiste em encontrar uma matriz ortogonal G, tal que a seguinte função seja maximizada.

$$Q = \sum_{j=1}^p \left\{ \sum_{i=1}^p b_{ij}^4 - \frac{c}{p} \left(\sum_{i=1}^p b_{ij}^2 \right)^2 \right\}$$

Sendo “c” uma constante que varia conforme o método adotado.

Os métodos de rotação podem ser ortogonais, caso do Varimax, Quartimax e Equimax, ou oblíquos, caso do Direct Oblimin e Promax.

A rotação ortogonal produz fatores que não se correlacionam entre si e que são interpretados através de seus pesos.

Na rotação oblíqua os fatores estão correlacionados e para interpretação da solução torna-se necessário considerar simultaneamente a matriz de correlação e as cargas fatoriais.

O método mais utilizado é quando $c=1$, conhecido como método Varimax, que consiste em maximizar a variação entre os pesos de cada componente principal.

Análise Fatorial Confirmatória

No modelo fatorial confirmatório, não se especifica a estrutura de relações através dos fatores comuns e variáveis observáveis, devendo-se supor que:

- i) Todos os fatores comuns são correlacionados (ou, que todos são correlacionados);
- ii) Todas as variáveis observáveis são diretamente afetadas por todos os fatores comuns;
- iii) Fatores únicos são não correlacionados entre si;
- iv) Todas as variáveis observáveis são afetadas por um fator único; e
- v) Todos os fatores comuns são não correlacionados com todos os fatores únicos.

As limitações do modelo fatorial exploratório têm sido largamente supridas pelo desenvolvimento do modelo fatorial confirmatório (JÖRESKOG, 1967, 1969). No modelo fatorial confirmatório impõem-se restrições substancialmente motivadas. Estas restrições determinam quais:

- i) Pares de fatores comuns são correlacionados;
- ii) Variáveis observáveis são afetadas por quais fatores comuns;
- iii) Variáveis observáveis são afetadas por um fator único; e
- iv) Pares de fatores únicos são correlacionados.

Testes estatísticos podem ser realizados para determinar se os dados amostrais são consistentes com as restrições impostas ou, em outras palavras, se os dados confirmam o modelo substancialmente hipotetizado.

a) Especificação do modelo fatorial confirmatório

A especificação do modelo fatorial confirmatório requer configurar formal e explicitamente:

- i) O número de fatores comuns;
- ii) O número de variáveis observáveis;
- iii) As variâncias e covariâncias através dos fatores comuns;
- iv) As relações através das variáveis observáveis e fatores latentes;
- v) As relações através dos fatores únicos e variáveis observáveis; e

vi) As variâncias e covariâncias através dos fatores únicos. A grande flexibilidade do modelo fatorial confirmatório deve-se a sua habilidade para

especificar cada um dos componentes de acordo com as demandas de uma determinada aplicação.

a.1) *Uma especificação formal*

Análise fatorial visa explicar a variação e covariação em um conjunto de variáveis observáveis em termos de um conjunto de fatores não observáveis. Cada variável observável é conceitualizada como uma função linear de um ou mais fatores. Estes fatores são de dois tipos: fatores comuns que devem afetar diretamente mais do que uma das variáveis observáveis e fatores únicos ou residuais que devem afetar diretamente somente uma variável observável. Matematicamente, a relação entre as variáveis observáveis e os fatores é expressa como:

$$x = \Lambda\xi + \delta$$

Onde x é um vetor ($q \times 1$) de variáveis observáveis; ξ é um vetor ($s \times 1$) de fatores comuns; Λ é uma matriz ($q \times s$) de cargas fatoriais relacionando os x 's observáveis aos ξ 's latentes e δ é um vetor ($q \times 1$) de fatores únicos ou residuais. Considera-se que o número de variáveis observáveis em x é maior que o número de fatores comuns em ξ ; ou seja, $q > s$.

Assume-se que tanto as variáveis observáveis quanto as latentes são medidas como desvios de suas médias. Sendo assim, o valor esperado de cada vetor é um vetor contendo zeros: $E(x) = 0$; $E(\xi) = 0$ e $E(\delta) = 0$. Já que este pressuposto envolve somente uma mudança na origem, este não afeta as covariâncias através das variáveis e, por isto, não limita a flexibilidade do modelo. A vantagem prática de assumir média zero é que covariâncias são equivalentes às expectativas dos produtos de variáveis com média zero. Então, enquanto $E(UV) \neq COV(U, V)$, assegura-se que

$$E(uv) = E[(U - \mu)(V - v)] = COV(U, V) = COV(u, v)$$

Assumir média zero para as variáveis observáveis e latentes no modelo fatorial confirmatório permite definir a matriz de covariância do vetor de variáveis em termos das expectativas dos produtos vetoriais. Sendo q um vetor ($n \times 1$) de variáveis aleatórias, tal que $E(q) = 0$. Sendo Q definido como $E(qq')$, onde o elemento $(i, j)^{th}$ de Q é escrito como q_{ij} . Assumindo que q contém três variáveis ($n = 3$). Então,

$$qq' = \begin{bmatrix} q_1 \\ q_2 \\ q_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_1 & q_2 & q_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q_1q_1 & q_1q_2 & q_1q_3 \\ q_2q_1 & q_2q_2 & q_2q_3 \\ q_3q_1 & q_3q_2 & q_3q_3 \end{bmatrix}$$

e

$$Q = E(qq') = \begin{bmatrix} E(q_1q_1) & E(q_1q_2) & E(q_1q_3) \\ E(q_2q_1) & E(q_2q_2) & E(q_2q_3) \\ E(q_3q_1) & E(q_3q_2) & E(q_3q_3) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} q_{11} & q_{12} & q_{13} \\ q_{21} & q_{22} & q_{23} \\ q_{31} & q_{32} & q_{33} \end{bmatrix}$$

Portanto, o elemento $(i, j)^{th}$ de Q , q_{ij} é o valor esperado do produto de q_i e q_j .

Assumindo que os q_i 's são medidos como desvios de suas médias, $q_{ij} = COV(q_i, q_j)$ e $q_{ii} = COV(q_i, q_i) = VAR(q_i)$. Sendo assim,

$$Q = \begin{bmatrix} VAR(q_1) & COV(q_1, q_2) & COV(q_1, q_3) \\ COV(q_2, q_1) & VAR(q_2) & COV(q_2, q_3) \\ COV(q_3, q_1) & COV(q_3, q_2) & VAR(q_3) \end{bmatrix}$$

Já que a covariância de x_i e x_j é equivalente à covariância de x_j e x_i , $q_{ij} = q_{ji}$ e Q é uma matriz simétrica ($Q = Q'$). Matrizes como Q são chamadas de matrizes variância/covariância, ou simplesmente matrizes de covariância.

Algumas definições, pressupostos e outros resultados são resumidos na tabela 5. A matriz de covariância populacional para as variáveis observáveis contidas em x é definida como $\Sigma = E(xx')$, a matriz simétrica ($q \times q$). O elemento $(ij)^{th}$ de Σ , σ_{ij} , é o valor populacional da covariância entre x_i e x_j , e pode ser definido como $\sigma_{ij} = E(x_i x_j)$. Se os x 's foram padronizados para ter variância de um, $E(x_i x_j)$ seria a correlação entre x_i e x_j , e Σ seria a matriz de correlação populacional.

As covariâncias através dos fatores comuns estão contidas em Φ , uma matriz simétrica ($s \times s$). Um elemento individual de Φ , diz-se ϕ_{ij} , é a covariância entre as variáveis latentes ξ_i e ξ_j . Já que os fatores têm valores esperados de zero, $\phi_{ij} = E(\xi_i \xi_j)$ ou $\Phi = E(\xi \xi')$. Assumindo que os fatores comuns não são correlacionados, os elementos fora da diagonal de Φ seriam restritos a zeros. Se cada fator comum for padronizado com uma unidade de variância, Φ seria uma matriz correlacional com unidades na diagonal e correlações entre fatores comuns nos elementos fora da diagonal.

As covariâncias através dos fatores residuais são contidas na matriz populacional Θ , uma matriz simétrica ($q \times q$). O elemento $(ij)^{th}$ de Θ , θ_{ij} , é a covariância entre os fatores únicos δ_i e δ_j . Os fatores únicos são assumidos como tendo médias de zero, da mesma forma que os erros nas equações em análises de regressão são assumidos para terem médias de zero. Resultando que $\theta_{ij} = E(\delta_i \delta_j)$, ou em notação matricial, que $\Theta = E(\delta \delta')$. Na maioria dos tratamentos nos modelos fatoriais exploratórios e confirmatórios, todos os elementos fora da diagonal de Θ são assumidos para serem zero, indicando que o fator único δ_i afetando a variável observável x_i é não correlacionado com o fator único δ_j afetando x_j (para todo $i \neq j$). Neste tratamento do modelo fatorial confirmatório, os elementos fora da diagonal de Θ não precisam ser restritos para a igualdade de zero. Isto permite que o fator único afete uma variável observável para ser correlacionado com o fator único afetando algumas outras variáveis

observáveis. Permitir erros correlacionados é particularmente usual em teste e reteste de modelos e modelos concorrentes.

Enquanto permite-se que os fatores comuns e fatores únicos sejam correlacionados entre eles, assume-se que todos os fatores comuns não são correlacionados com todos os fatores únicos. Isto pode ser expresso matematicamente como $E(\xi_i \delta_j) = 0$ para todo ξ_i e δ_j . Na matriz álgebra este pressuposto pode ser expresso como $E(\xi \delta') = 0$, ou equivalentemente, $E(\delta \xi') = 0$.

Tabela 5 - Resumo do modelo fatorial confirmatório.

Matriz	Dimensão	Média	Covariância	Dimensão	Descrição
ξ	(s X 1)	0	$\Phi = E(\xi\xi')$	(s X s)	fatores comuns
x	(q X 1)	0	$\Sigma = E(xx')$	(q X q)	variáveis observáveis
Λ	(q X s)	—	—	—	cargas de x em ξ
δ	(q X 1)	0	$\Theta = E(\delta\delta')$	(q X q)	fatores únicos

Fonte: Adaptada de Scott Long, 1984.

a.2) A estrutura de covariância

Enquanto as variáveis dependentes são observáveis nas análises de regressão e fatorial, as variáveis independentes não são observáveis nos modelos fatoriais. Conseqüentemente, os parâmetros do modelo não podem ser diretamente estimados pela regressão dos x 's dependentes nos ξ 's independentes.

Já que a equação $x = \Lambda\xi + \delta$ não pode ser diretamente estimada, é necessário examinar a estrutura das covariâncias através das variáveis observáveis (contidas na matriz Σ) em termos da estrutura descrita no lado direito desta equação. Isto é realizado pela multiplicação desta equação pela sua transposta e atribuindo a esperança

$$\Sigma = E(xx') = E[(\Lambda\xi + \delta)(\Lambda\xi + \delta)']$$

Já que a transposta da soma das matrizes é igual à soma da transposta das matrizes, e a transposta do produto das matrizes é o produto das transpostas em ordem reversa, segue que

$$\Sigma = E[(\Lambda\xi + \delta)(\xi'\Lambda' + \delta)']$$

Usando a propriedade distributiva para matrizes e atribuindo a esperança

$$\begin{aligned}\Sigma &= E[\Lambda\xi\xi'\Lambda' + \Lambda\xi\delta' + \delta\xi'\Lambda' + \delta\delta'] \\ &= E[\Lambda\xi\xi'\Lambda'] + E[\Lambda\xi\delta'] + E[\delta\xi'\Lambda'] + E[\delta\delta']\end{aligned}$$

O parâmetro da matriz Λ não contém variáveis aleatórias, já que os valores populacionais dos parâmetros são constantes (ainda que sejam desconhecidos). Isto permite escrever

$$\Sigma = \Lambda E[\xi\xi']\Lambda' + \Lambda E[\xi\delta'] + E[\delta\xi']\Lambda' + E[\delta\delta']$$

Finalmente, já que a $E[\xi\xi']$ é definida como Φ , $E[\delta\delta']$ é definida como Θ , e δ e ξ são assumidas para serem não correlacionadas, esta última equação pode ser simplificada para:

$$\Sigma = \Lambda\Phi\Lambda' + \Theta$$

Esta importante equação é referenciada como equação de covariância.

b) Identificação e estimação do modelo fatorial confirmatório

O lado esquerdo da equação de covariância contém $\frac{q(q+1)}{2}$ variâncias e covariâncias diferentes através das variáveis observáveis. O lado direito da equação contém qs possíveis cargas de Λ , $\frac{s(s+1)}{2}$ variâncias e covariâncias independentes através dos ξ 's; e $\frac{q(q+1)}{2}$ variâncias e covariâncias

independentes dos δ 's. Então, a equação de covariância decompõe os elementos distintos de Σ em $\left[qs + \frac{s(s+1)}{2} + \frac{q(q+1)}{2}\right]$ parâmetros desconhecidos e independentes das matrizes Λ , Φ e Θ . Os parâmetros desconhecidos a serem estimados estão associados às variâncias e covariâncias populacionais através das variáveis observáveis. Diferentemente dos parâmetros em Λ , Φ e Θ , estas variâncias e covariâncias podem ser diretamente estimadas com os dados amostrais. Esta é a ligação que torna a estimação possível. Antes de proceder à estimação, entretanto, é necessário determinar se é possível obter estimativas únicas dos parâmetros. Este é o problema de identificação.

b.1) Identificação

A menos que restrições sejam impostas nos parâmetros em Λ , Φ e Θ , se houver um conjunto de parâmetros que satisfaçam à equação de covariância, haverá um número infinito destes conjuntos. Para comprovar isto, seja M alguma matriz inversa ($s \times s$). Definindo $\ddot{\Lambda} = \Lambda M^{-1}$; $\ddot{\xi} = M\xi$; e $\ddot{\Phi} = M\Phi M'$, tanto as matrizes Λ , Φ e Θ , como as matrizes $\ddot{\Lambda}$, $\ddot{\Phi}$ e $\ddot{\Theta}$ satisfazem as equações $x = \Lambda\xi + \delta$ e $\Sigma = \Lambda\Phi\Lambda' + \Theta$. Isto pode ser facilmente demonstrado.

$$\begin{aligned}\ddot{\Lambda}\ddot{\xi} + \delta &= (\Lambda M^{-1})(M\xi) + \delta \\ &= \Lambda(M^{-1}M)\xi + \delta \\ &= \Lambda\xi + \delta\end{aligned}$$

Então, se $x = \Lambda\xi + \delta$, também é verdade que $x = \ddot{\Lambda}\ddot{\xi} + \delta$. Aplicando os mesmos procedimentos para a equação de covariância,

$$\begin{aligned}\ddot{\Lambda}\ddot{\Phi}\ddot{\Lambda}' + \ddot{\Theta} &= (\Lambda M^{-1})(M\Phi M')(M^{-1}\Lambda') + \Theta \\ &= \Lambda(MM^{-1})\Phi(M'M^{-1})\Lambda' + \Theta \\ &= \Lambda\Phi\Lambda' + \Theta = \Sigma\end{aligned}$$

Então, se $\Sigma = \Lambda\Phi\Lambda'+\Theta$, também é verdade que $\Sigma = \ddot{\Lambda}\ddot{\Phi}\ddot{\Lambda}'+\Theta$. Já que matrizes com o símbolo “” não são iguais as matrizes originais a menos que $M=I$, número infinito de matrizes inversas fornece uma solução para o modelo igualmente satisfatória. Ou seja, o modelo não é identificado.

b.2) Condições para identificação

Enquanto é conhecido que impor restrições eliminará pelo menos algumas possíveis soluções para o modelo fatorial, o que é requerido é um conjunto de condições facilmente verificáveis que determinam de forma clara se o modelo é identificado. Estas condições são de três tipos:

i) Condições necessárias, as quais caso não sejam satisfeitas indicam que um modelo não é identificado, mas se satisfeito não significa necessariamente que o modelo é identificado;

ii) Condições suficientes, as quais caso sejam satisfeitas implicam que o modelo é identificado, mas se não forem atendidas não implicam que o modelo é não identificado; e

iii) Condições suficientes e necessárias, as quais caso sejam satisfeitas implicam que é identificado, e se não atendidas implicam que o modelo é não identificado.

A mais simples condição necessária relaciona o número de equações de covariância independentes com o número de parâmetros independentes e não restritos. A equação de covariância contém $\frac{q(q+1)}{2}$ equações independentes, cada uma delas dos elementos independentes da matriz $(q \times q)$ simétrica Σ . Se existem mais parâmetros independentes do que equações de covariância haverá muitas soluções para a equação de covariância e o modelo não será identificado.

Já que existem $qs + \left[\frac{s(s+1)}{2} \right] + \left[\frac{q(q+1)}{2} \right]$ possíveis parâmetros independentes em

Λ , Φ e Θ , um modelo fatorial confirmatório é não identificado a menos que $qs + \left[\frac{s(s+1)}{2} \right]$ restrições sejam impostas. Sendo assim, uma condição necessária, mas insuficiente para identificação é que o número de parâmetros independentes e não restritos no modelo deva ser igual ou menor do que $\frac{q(q+1)}{2}$.

b.3) *Indeterminação da escala e composição da métrica*

Um modelo analítico fatorial não pode ser identificado a menos que a métrica, ou escala, dos fatores comuns tenha sido estabelecida. Se a escala do fator não é estabelecida, existe uma indeterminação entre a variância do fator comum e as cargas das variáveis observáveis neste fator. Isto torna impossível distinguir entre o caso no qual um fator tem uma elevada variância e as cargas neste são pequenas, e o caso no qual a variância é pequena e as cargas neste são elevadas. Em termos dos parâmetros do modelo, o problema é que as cargas em Λ sendo não fixadas, elas devem ser estimadas. Se os elementos diagonais de Φ (as variâncias dos fatores comuns) são não fixados, eles devem ser estimados. Mas, isto não é possível para estimar tanto as cargas quanto as variâncias dos fatores comuns.

b.4) *Dependência da escala*

A escala das variáveis muda se a unidade de mensuração muda. Uma mudança na escala da variável corresponde a uma mudança no desvio padrão desta variável. Uma mudança particularmente usual na escala envolve a padronização. Se uma variável é dividida pelo seu desvio padrão, a variável resultante tem um desvio padrão de um e a covariância entre estas duas variáveis padronizadas é a correlação entre estas variáveis.

Um método de estimação é de escala livre se o mínimo da função de ajuste é independente da escala das variáveis. De acordo com isso, o mínimo da função de ajuste para um estimador de escala livre será idêntico, caso a matriz de covariância amostral ou a matriz de correlação amostral seja analisada. Os

parâmetros estimados mudariam, mas somente refletiriam a mudança na escala das variáveis observáveis sendo analisadas.

Já que as escalas das variáveis são frequentemente arbitrárias, é geralmente sugerido que quando um método de escala dependente seja usado, as escalas das variáveis observáveis devam ser padronizadas pela análise de uma matriz de correlação.

b.5) *Estimador de máxima verossimilhança*

Mínimos Quadrados Generalizados e Máxima Verossimilhança são métodos que têm a vantagem de serem de escala livre.

O estimador de máxima verossimilhança acha os parâmetros que maximizam a função de ajuste definida como,

$$F_{ML}(S; \Sigma^*) = tr(S\Sigma^{*-1}) + [\log|\Sigma^*| - \log|S|] - q$$

Onde $\log|\Sigma^*|$ é o log do determinante da matriz Σ^* . Esta função indica como a função reflete a distância entre S e Σ^* (JÖRESKOG, 1969). Se S e Σ^* são similares, suas inversas serão similares. De acordo com isso, $S\Sigma^{*-1}$ torna-se próximo a uma matriz identidade ($q \times q$) quanto mais Σ^* e S se aproximarem. Já que o traço da matriz identidade ($q \times q$) iguala q (a soma dos q um's na diagonal), o primeiro termo na função de ajuste faz o valor de q como S e Σ^* tornarem-se mais próximos.

O segundo termo na F_{ML} é a diferença no log dos determinantes de S e Σ^* . Como S e Σ^* tornam-se mais próximos, seus determinantes (e logs dos determinantes) se aproximam e o segundo termo torna-se zero. O último termo na função de ajuste é a constante q, a qual serve para cancelar o valor gerado pelo primeiro termo. Sendo assim, se S e Σ^* são iguais, a função de ajuste seria igual à zero.

c) Confirmação do ajuste no modelo fatorial confirmatório

Estimar os parâmetros do modelo fatorial confirmatório é apenas o primeiro passo. Na análise confirmatória existem hipóteses específicas para teste; em análises exploratórias algumas indicações de como melhorar o ajuste do modelo desejável. Uma variedade de técnicas é adotada para esses propósitos. Os valores das estimativas dos parâmetros individuais e seus erros padrão podem ser usados para testar a significância estatística dos parâmetros individuais. Um teste chi-quadrado de bondade de ajuste pode ser usado para confirmar o ajuste geral do modelo e para comparar modelos concorrentes e aninhados. Índices baseados em derivações da função de ajuste podem ser usados para sugerir modelos melhor ajustados (JÖRESKOG e SÖRBOM, 1981 e BENTLER e BONNET, 1980).

c.1) *Exame dos valores dos parâmetros*

Na maioria dos programas que estimam o modelo fatorial confirmatório não são impostas restrições nas relações entre as variáveis do modelo para garantir que as estimativas tenham valores significativos. Consequentemente é possível obter estimativas negativas das variâncias e/ ou correlações que excedam 1 em valor absoluto. Ainda que todos os outros índices de qualidade de ajuste (Godness of Fit Indexes) sugiram que o modelo seja adequado, estimativas inadequadas indicam que um dos seguintes problemas pode ter ocorrido (JÖRESKOG e SÖRBOM, 1981):

i) O modelo deve ser erroneamente especificado. Este pode ser o caso quando o ajuste geral do modelo é adequado;

ii) Devem existir violações da normalidade das variáveis observáveis. Muito pouco se conhece sobre a robustez da estimação por máxima verossimilhança do modelo fatorial confirmatório quando o pressuposto de normalidade for violado;

iii) A amostra deve ser muito pequena para justificar o uso das propriedades assintóticas do método de estimação. Boomsma (1982) descobriu que pequenas amostras frequentemente resultam em estimativas negativas de variâncias;

iv) O modelo deve ser aproximadamente não identificado, tornando a estimação de alguns parâmetros difícil e instável. Este problema é algumas vezes referenciado como identificação empírica insuficiente (KENNY, 1979). Isto ocorre quando o modelo pode ser comprovadamente identificado, mas os dados amostrais são tais que o método de estimação têm uma dificuldade de tempo para distinguir entre dois ou mais dos parâmetros; e

v) A matriz de covariância deve ter sido computada pelo método pairwise de correção de dados perdidos. Quando o dado perdido é um problema, frequentemente se constrói matrizes de covariância ou correlação pelo uso de todos os dados avaliados por um determinado par de variáveis para computar a covariância ou correlação entre estas duas variáveis (HERTEL, 1976). Como resultado, cada covariância ou correlação é baseada em uma amostra diferente. Isto pode ser conduzido por uma matriz de covariância que é inapropriada para ser usada para estimação. Em casos extremos os programas para estimação por Máxima Verossimilhança devem detectar a matriz inapropriada e refutar a análise; em casos menos extremos a matriz deve ser analisada, mas deve resultar em estimativas errôneas. Uma matriz de covariância pairwise deve ser usada somente se existir um número pequeno de observações perdidas dispersas através das variáveis e casos.

c.2) *Variâncias e covariâncias das estimativas*

Usando os pressupostos que justificam a estimação por máxima verossimilhança, é possível estimar as variâncias das estimativas individuais dos parâmetros, as quais podem ser usadas para testar as hipóteses sobre os parâmetros individuais. Seja ω algum parâmetro a ser estimado do modelo; seja $\hat{\omega}$ uma estimativa de ω ; e seja $\hat{\sigma}$ a estimativa do desvio padrão da distribuição amostral de $\hat{\omega}$. Apesar dos pressupostos justificarem a estimação por máxima verossimilhança, para amostras maiores $\hat{\omega}$ tem uma distribuição aproximadamente normal com um desvio padrão estimado como $\hat{\sigma}$. Este resultado permite testar a seguinte hipótese, $H_0 : \omega = \omega^*$, onde ω^* é um valor

fixado (geralmente zero). Para testar esta hipótese o teste estatístico $z = \frac{\left(\hat{\omega} - \omega^* \right)}{\hat{\sigma}}$

pode ser usado. Para amostras maiores z tem uma distribuição aproximadamente normal com uma média de zero e variância de um.

Apesar dos pressupostos da estimação por máxima verossimilhança, covariâncias através das estimativas também podem ser estimadas. Sejam ω_1 e ω_2 dois de alguns dos parâmetros, estimados como $\hat{\omega}_1$ e $\hat{\omega}_2$. Sejam seus desvios padrão estimados como $\hat{\sigma}_1$ e $\hat{\sigma}_2$, e suas covariâncias estimadas como $\hat{\sigma}_{12}$. A correlação entre as estimativas de ω_1 e ω_2 pode ser computada como $\hat{\rho}_{12} = \hat{\sigma}_{12} / \hat{\sigma}_1 \hat{\sigma}_2$. Se $\hat{\rho}_{12}$ é elevado, isto indica que mudanças na estimativa de ω_1 são associadas com mudanças correspondentes na estimativa do ω_2 . Com isto, é estatisticamente difícil distinguir estes dois parâmetros, apesar de ambos serem considerados definidos.

c.3) Índices descritivos de bondade de ajuste

Segundo Brown, T. A. (2006) o índice de qualidade de ajuste clássico é o Chi-quadrado (χ^2). Tipicamente usado na estimação por máxima verossimilhança de modelos, o χ^2 é calculado como:

$$\chi^2 = F_{ML}(N-1)$$

Caso o modelo seja associado com 1 grau de liberdade, o valor de χ^2 ($\alpha = 0,05$) será 3,84 ($\chi^2 = z^2 = 1,96^2 = 3,8416$). Quando o modelo χ^2 excede o valor crítico de 3,84, a hipótese nula de que $S = \Sigma$ é rejeitada. Portanto, um χ^2 estatisticamente significativo, onde um software de variável latente fornece o valor de probabilidade exata do modelo χ^2 , suporta a hipótese alternativa de que $S \neq \Sigma$, indicando que a estimativa do modelo não reproduz suficientemente

as variâncias e covariâncias amostrais, ou seja, o modelo não se ajusta bem aos dados.

Embora o índice χ^2 seja tradicionalmente o mais adotado em estimadores por máxima verossimilhança e modelagem de equações estruturais (foi o primeiro índice de ajuste a ser desenvolvido), é raramente utilizado em pesquisa aplicada como um único índice de qualidade de ajuste. Portanto, importantes restrições do χ^2 incluem o seguinte:

i) Muitos casos, onde o N é pequeno e os dados não são normais, não exibem distribuição χ^2 , mas concedem o teste de significância estatística do modelo χ^2 ;

ii) É inflacionado pelo tamanho amostral, ou seja, soluções com N maior são freqüentemente rejeitadas, baseadas nestes χ^2 quando diferenças entre S e Σ são insignificantes; e

iii) É baseado numa hipótese muito restrita, onde $S = \Sigma$. Alguns índices de ajuste alternativos são baseados em padrões menos restritos como ajuste “razoável” e ajuste relativo a modelos independentes. Apesar disso, o χ^2 é usado para outros propósitos, como a comparação entre modelos aninhados e o cálculo de outros índices de ajuste.

Índices de ajuste podem ser caracterizados em três categorias: ajuste absoluto, ajuste corrigido para modelos parcimoniosos e ajuste comparativo ou incremental. Esta tipologia não é perfeita, já que muitos índices de ajuste pertencem a mais de uma categoria. A maioria dos softwares de variáveis latentes (LISREL, MPLUS, AMOS, EQS) fornece cada um dos índices descritos. Como cada tipo de índice gera diferentes informações sobre o ajuste do modelo, deve-se considerar pelo menos um índice de cada categoria na avaliação dos modelos.

c.3.1 - *Ajuste absoluto*

Segundo Brown, T. A. (2006) os índices de ajuste absoluto confirmam o ajuste do modelo em um nível absoluto, avaliando a chance da hipótese $S = \Sigma$, sem levar em consideração outros aspectos como o ajuste em relação a soluções mais restritas. Então, χ^2 é um exemplo de índice de ajuste absoluto. Outro índice nesta categoria é a raiz do erro médio quadrático residual padronizado (SRMR do inglês, Standardized Root Mean Residual). Conceitualmente, o SRMR pode ser apresentado como a raiz da média da discrepância entre as correlações observadas na matriz de entrada de dados e as correlações preditas pelo modelo, sendo derivado de uma matriz de correlação residual. Na maioria dos casos, ou seja, nos modelos que envolvem uma matriz de entrada simples, o SRMR pode ser calculado pela (1) soma dos elementos quadráticos da matriz de correlação residual e divisão desta soma pelo número de elementos nesta matriz, ou seja, $b = \frac{p(p+1)}{2}$ e (2) a raiz quadrada deste resultado.

O SRMR pode considerar uma faixa de valores entre 0,0 e 1,0, com 0,0 indicando um ajuste perfeito, ou seja, quanto menor o SRMR, melhor o ajuste do modelo.

c.3.2 - *Ajuste parcimonioso*

Apesar de ser algumas vezes incluído na categoria de ajuste absoluto (HU e BENTLER, 1999), estes índices diferem do χ^2 , SRMR e outros por incorporar uma penalidade em função de um pobre modelo parcimonioso, ou seja, número de parâmetros livremente estimados como expressos pelo número de graus de liberdade (*df*) do modelo.

Um índice largamente utilizado e recomendado nesta categoria é a raiz do erro de aproximação médio quadrático (RMSEA do inglês Root Mean Square Error of Approximation; STEIGER e LIND, 1980). O RMSEA é um índice baseado na população que considera uma distribuição χ^2 não centralizada, a qual é

a distribuição da função de ajuste (F_{ML}) quando o ajuste do modelo não é perfeito. A distribuição χ^2 não centralizada inclui um parâmetro de não centralidade (NCP), o qual expressa o grau de má especificação do modelo. O NCP é estimado como $\chi^2 - df$ (se o resultado é um número negativo, NCP = 0). Quando o ajuste do modelo é perfeito, NCP = 0 e uma distribuição χ^2 centralizada é assegurada. Quando o ajuste do modelo não é perfeito, NCP é maior que 0 e desloca o valor esperado da distribuição para a direita do correspondente χ^2 centralizado (MACCALLUM, BROWNE e SUGAWARA, 1996). O RMSEA é um índice do “erro de aproximação” porque confirma a extensão na qual um modelo ajusta razoavelmente bem na população. Para fornecer a base conceitual do cálculo do RMSEA, o NCP é reespecificado para a quantidade d : $d = \frac{\chi^2 - df}{(N - 1)}$. O RMSEA é então computado:

$$RMSEA = SQRT\left[\frac{d}{df}\right], \text{ onde } df \text{ é o modelo } df.$$

O RMSEA compensa o efeito da complexidade do modelo pela discrepância no ajuste (d) por cada df no modelo. Portanto, é sensível ao número de parâmetros no modelo; sendo um índice baseado na população, o RMSEA é relativamente insensível ao tamanho amostral.

É raro ver o RMSEA exceder 1. Como o SRMR, o valor de RMSEA igual a 0 indica ajuste perfeito e valores próximos de zero sugerem bom ajuste do modelo.

c.3.3 - Ajuste comparativo

Índices de ajuste comparativo, também referenciados como índices de ajuste incremental (HU e BENTLER, 1998) avaliam o ajuste de uma solução especificada pelo usuário em relação a uma mais restrita, tomando como base modelos aninhados. Tipicamente, este modelo de referência é o modelo “nulo” ou “independente” no qual as covariâncias através de todos os indicadores de entrada

são fixados para zero, embora não haja restrições alocadas nas variâncias do indicador. Considerando o critério relativamente liberal de ajuste do modelo em oposição a uma solução sem relações entre as variáveis, índices de ajuste comparativo são mais favoráveis (mais recomendáveis para um ajuste aceitável do modelo) do que as categorias precedentes.

Um desses índices, o índice de ajuste comparativo (CFI do inglês Comparative of Fit Index; BENTLER, 1990), é computado da seguinte maneira:

$$CFI = \frac{1 - \max[(\chi_T^2 - df_T), 0]}{\max[(\chi_T^2 - df_T), (\chi_B^2 - df_B), 0]},$$

Onde χ_T^2 é o valor χ^2 do modelo a ser avaliado, df_T é o grau de liberdade do modelo a ser avaliado, χ_B^2 é o valor χ^2 do modelo “nulo” e df_B é o grau de liberdade do modelo “nulo”; max indica o uso do maior valor – por exemplo, usar o maior numerador, $(\chi_T^2 - df_T)$ ou 0. O χ_B^2 e o df_B do modelo nulo são incluídos como saída padrão na maioria dos pacotes estatísticos. Se a intenção é obter esses valores em programas que forneçam esta informação, χ_B^2 e o df_B podem ser calculados ao fixar todas as relações para 0, mas estimando livremente as variâncias do indicador. O CFI possui uma faixa de valores possíveis que vai de 0 até 1, com valores próximos de 1 indicando bom ajuste do modelo. Como o RMSEA, o CFI é baseado no parâmetro de não centralidade, ou seja, $\lambda = \chi_T^2 - df_T$, incluído na saída padrão de alguns programas como o LISREL; significando que o uso da informação dos valores esperados do χ_T^2 ou χ_B^2 (ou ambos, no caso do CFI) envolve a distribuição não centralizada χ^2 associada com $S \neq \Sigma$, ou seja, χ^2 centralizada é um caso especial da distribuição χ^2 não centralizada quando $\lambda = 0$.

c.4) Modelos aninhados e diferença dos testes chi-quadrado

Em muitos casos é proveitoso comparar as hipóteses contidas em um determinado modelo com as hipóteses contidas em alguns modelos concorrentes. Estes testes são possíveis quando os dois modelos são aninhados.

Para quaisquer dois modelos (chamando-os de M_1 e M_2), M_1 é aninhado em M_2 se M_1 pode ser obtido a partir de M_2 através da restrição de um ou mais dos parâmetros livres em M_2 para ser fixado ou igual a outros parâmetros. Então, M_1 pode ser considerado como um caso especial de M_2 .

Modelos aninhados podem ser estatisticamente comparados. Se M_1 é aninhado em M_2 , uma diferença de teste chi-quadrado pode ser usada para comparar M_1 com o modelo mais geral M_2 . Este último necessariamente ajusta tão bem, ou melhor, do que M_1 , já que este tem pelo menos um parâmetro não restrito adicional para atribuir na reprodução da matriz das covariâncias observadas. A matriz de covariância estimada Σ_2 obtida da estimativa M_2 será tão próxima de S quanto de Σ_1 obtida da estimativa de M_1 . Conseqüentemente, o χ^2 com df_1 graus de liberdade ao testar M_1 será necessariamente maior do que o χ^2 com df_2 graus de liberdade obtidos ao testar M_2 . Determina-se se este ajuste obtido pela adição de parâmetros adicionais para M_1 é estatisticamente significativo através do teste da diferença de chi-quadrado. Para amostras maiores, $\chi^2 = \chi^2_1 - \chi^2_2$ é distribuída como chi-quadrado com $df = df_1 - df_2$ graus de liberdade se M_1 é o modelo verdadeiro. Se χ^2 exceder o valor crítico escolhido para a distribuição chi-quadrado com df graus de liberdade, as hipóteses que indicam que as restrições impostas em M_2 para formar M_1 são válidas podem ser rejeitadas. Ou seja, desconsiderar as restrições resulta em um ajuste estatisticamente significativo de M_2 em relação à M_1 .

Pressupostos Básicos e Procedimentos para Análise Fatorial

Procedimentos fundamentais para conduzir estudos analíticos fatoriais e difundir os resultados são fornecidos em Gorsuch (1983), Comrey e Lee (1992) e Harman (1976) para análises fatoriais exploratórias e Hayduk (1987) e Bollen (1989) para análises fatoriais confirmatórias. Recomendações práticas são adotadas para promover maior exatidão na utilização de procedimentos,

interpretação, maior consistência e complemento dos resultados a serem difundidos.

a) Tipo de dado e qualidade

O principal requisito para uso otimizado da análise fatorial é uma elevada qualidade dos dados que são medidos em escalas intervalares ou quase-intervalares. Teste piloto de itens deve ser realizado para indicar que itens desenvolvidos para medir um construto comum correlacionam moderadamente com outro e com o total da escala. Se um item não tem correlação mínima ($r = 0,20$ ou maior) com outros itens para o construto, então o item terá um desempenho pobre na análise fatorial. O caminho mais objetivo para garantir a qualidade dos dados é através da seleção e análise de itens (HAYNES, RICHARD e KUBANY, 1995; SMITH e MACCARTHY, 1995).

Os totais para variáveis medidas devem variar em escalas intervalares ou quase-intervalares. Instrumentos de confirmação clínica frequentemente consistem de itens em uma escala Likert, com valores na faixa de 1 a 5 ou 1 a 7 pontos e análises fatoriais são frequentemente bem sucedidas nos dados assim medidos.

b) Distribuições

Análises fatoriais são idealmente aplicadas para os dados que tem uma distribuição normal multivariada. Apesar da dificuldade para realizar o teste, a normalidade multivariada é um pressuposto considerável somente se cada variável na análise é aproximadamente distribuída como uma normal univariada. Normalidade multivariada é uma condição restrita apenas para certos métodos de estimação de parâmetros, como a Máxima Verossimilhança. A análise dos componentes principais, o procedimento mais comumente usado para análise fatorial exploratória, não requer normalidade multivariada. Entretanto, caso os dados exibam normalidade multivariada, todos os métodos de análise fatorial são mais propícios a configurar com maior clareza padrões fatoriais mais replicáveis.

Na prática, análises fatoriais exploratórias e confirmatórias exibem uma relativa robustez às violações de normalidade (GORSUCH, 1983). Apesar disso, um estudo de Monte Carlo sobre análise fatorial confirmatória realizado por Hu, Bentler e Kano (1992) apresentou a dificuldade para obtenção de soluções confirmatórias aceitáveis quando distribuições não normais ocorrem associadas a outras violações de pressupostos, como um pequeno tamanho amostral e a dependência de variâncias e erros.

c) Tamanho amostral

Até recentemente, tem se recomendado que quanto maior o tamanho amostral melhor o procedimento para a análise dos componentes principais e de fatores comuns. Gorsuch (1983) indicou, para análises fatoriais exploratórias, um mínimo de 5 participantes por variável e tamanho amostral mínimo de 200. Já Streiner (1994) recomendou 5 participantes por variável em uma amostra de 100 participantes e com 10 participantes por variável em uma amostra menor que 100 participantes.

Guadagnoli e Velicer (1988) indicaram que, geralmente, uma amostra de 300 a 400 participantes foi necessária quando cargas fatoriais foram inferiores a 0,40. Entretanto, quando menos de 10 variáveis exibiram carga de 0,40 em cada fator, amostras de 150 produziram soluções exatas. Apesar de focar apenas na relação participante por variável, Guadagnoli e Velicer (1988) recomendaram cuidado para a seleção de variáveis que são altamente saturadas com os fatores ou quando as cargas fatoriais são baixas ou desconhecidas, utilizando muitas medidas para representar cada construto.

Há a orientação de se usar um universo de 5 a 10 participantes por variável em análises fatoriais confirmatórias, embora Jöreskog e Sörbon (1989) tenham sugerido que é melhor ter 10 participantes por parâmetro estimado. Como o número de parâmetros estimados em análises fatoriais confirmatórias pode aumentar significativamente quanto mais variáveis são adicionadas e o modelo torna-se mais complexo, esta recomendação é a principal razão para manter

modelos simples ao adotar análises fatoriais confirmatórias. Com amostras muito grandes, seria melhor subdividir a amostra ao replicar a solução fatorial do que conduzir uma análise com a amostra completa.

2.4.2 Instrumento de medição de Múltiplos Itens de um Construto Psicológico

Para a medição de um construto psicológico podem-se desenvolver instrumentos de medição multivariados, também conhecidos como escalas múltiplas, nas quais diversas variáveis observáveis são reunidas em um instrumento de medição composto (questionário) para representar um conceito psicológico. O objetivo é evitar o uso de apenas uma variável para representar um conceito e, ao invés disso, usar várias variáveis como indicadores, todos representando diferentes facetas do conceito, para se obter uma perspectiva mais ampla. O uso de múltiplos indicadores permite especificar com maior exatidão as respostas desejadas, não depositando confiança total em uma única resposta, mas na resposta média ou típica de um conjunto de respostas relacionadas. A premissa é que respostas múltiplas refletem a resposta verdadeira com maior exatidão do que uma única resposta. Avaliação de confiabilidade (VOCABULÁRIO INTERNACIONAL DE TERMOS FUNDAMENTAIS E GERAIS EM METROLOGIA, 2000; segundo o VIM o termo confiabilidade poderia ser harmonizado como repetitividade) e incorporação de escalas na análise são métodos que devem ser empregados.

Uma escala múltipla exibe dois benefícios específicos. Primeiro, fornece um meio de superar consideravelmente o erro de medida inerente em todas as variáveis. O impacto do erro de medida é mascarar parcialmente quaisquer relações (por exemplo, correlações ou comparações de medidas de grupo) e dificultar a estimação de modelos multivariados, reduzindo a dependência sobre uma única resposta. Usando a resposta média de um conjunto de itens relacionados, o erro de medida que poderia ocorrer em uma única questão será reduzido.

Um segundo benefício da escala múltipla é sua habilidade para representar os múltiplos aspectos de um conceito psicológico com uma medida única. Muitas vezes, empregam-se mais variáveis em modelos multivariados como uma tentativa de representar as diversas facetas de um conceito muito complexo. Entretanto, ao fazer isso, complica-se a interpretação dos resultados devido à redundância nos itens associados ao conceito. Logo, pretende-se não somente acomodar as descrições mais ricas de conceitos usando múltiplas variáveis observáveis, mas também manter a parcimônia no número de variáveis observáveis nos modelos multivariados. A escala múltipla, quando corretamente construída, combina os múltiplos indicadores em um só instrumento que representa o que acontece em comum no conjunto de itens.

O processo de construção de uma escala múltipla tem fundamentação teórica e empírica em diversas áreas, incluindo a psicometria, sociologia e marketing (AMERICAN PSYCHOLOGICAL ASSOCIATION, 1985; CHURCHILL, G. A., 1979; HATTIE, J., 1985 e PETER, J. P. P., 1981; ROBINSON, J. P. P., SHAVER, P. P. R. e WRIGHTSMAN, L. S., 1991). Além disso, também há uma série de compilações de escalas existentes que podem ser aplicadas em várias situações (BEARDEN, W. O., NETEMEYER, R. G. e MOBLE, 1993; BRUNER, G. C. e HENSEL, P. P. J., 1993 e ROBINSON, J. P. P. e SHAVER, P. P. R., 1973).

Existem quatro questões fundamentais para a construção de qualquer escala múltipla: definição conceitual, dimensionalidade, confiabilidade e validade. A teoria e os procedimentos de construção de escalas psicométricas estão ilustrados na figura 3 e o modelo detalhado baseia-se nos três grandes pólos: procedimentos teóricos, procedimentos empíricos (experimentais) e procedimentos analíticos (estatísticos).

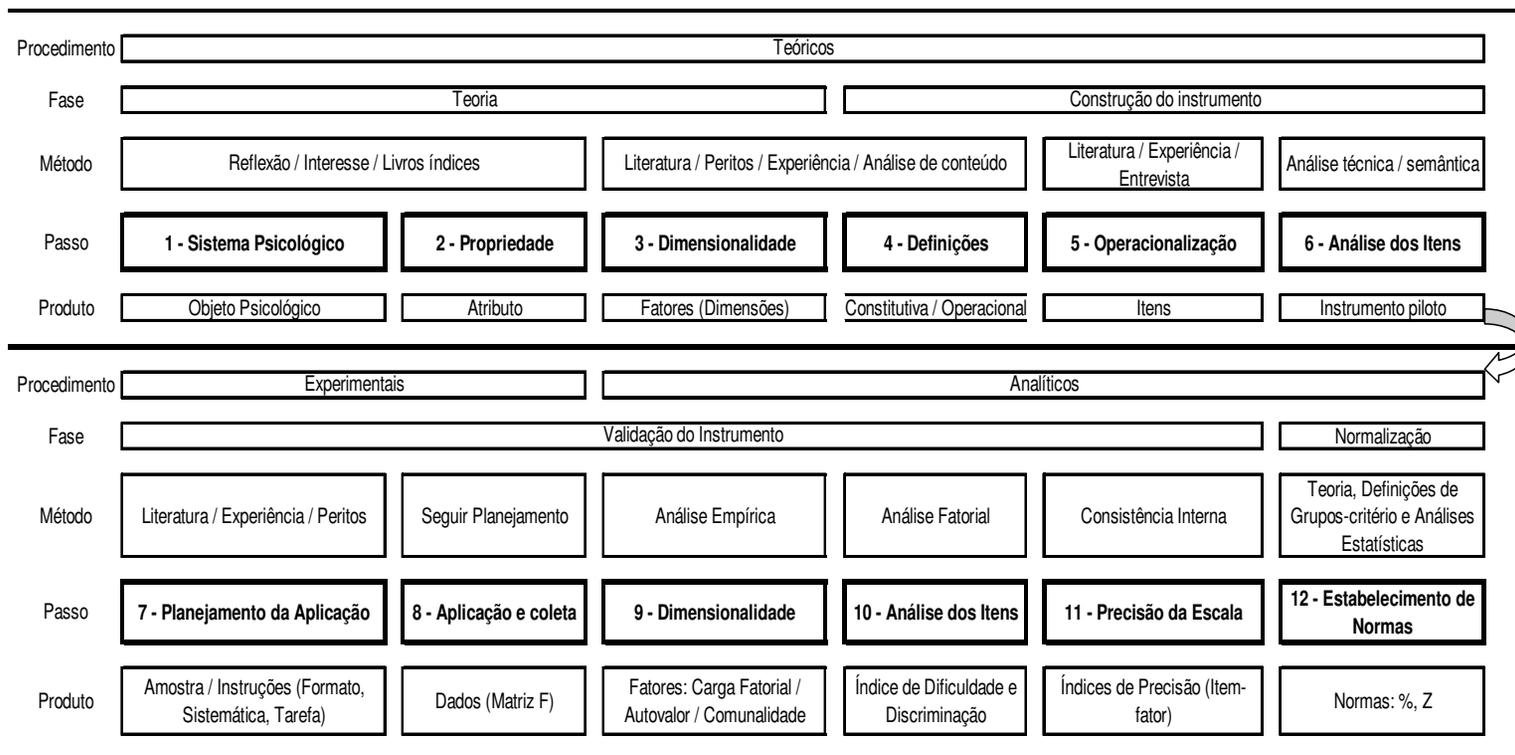


Figura 3 - Organograma para a elaboração de um instrumento de medição psicológica.

Fonte: Adaptado de Pasquali, 1998.

O ponto de partida para criar qualquer escala múltipla é a sua definição conceitual, que especifica os fundamentos teóricos do conceito a ser representado. Em um contexto acadêmico, as definições teóricas são baseadas em pesquisa prévia, que define o caráter e a natureza de um conceito. Em um contexto gerencial, conceitos específicos podem ser definidos de modo que se relacionem aos objetivos propostos, como imagem, valor ou satisfação. A criação de uma escala múltipla sempre é orientada pela definição conceitual, especificando o tipo e caráter dos itens candidatos à inclusão na escala.

Uma suposição inerente e exigência essencial para a criação de uma escala múltipla é que os itens sejam unidimensionais, significando que eles estão fortemente associados um com o outro e representam um só conceito (HATTIE, J., 1985 e MCDONALD, R. P. P., 1981). A análise fatorial tem uma função essencial na avaliação empírica da dimensionalidade de um conjunto de itens, pela determinação do número de fatores e das cargas de cada variável nos mesmos. O teste de unidimensionalidade atribui que cada escala múltipla deve consistir em itens com cargas elevadas em um único fator (ANDERSON, J. C., GERBING, D. W. e HUNTER, J. E., 1987; HATTIE, J., 1985; MCDONALD, R. P. P., 1981 e NUNNALLY, J. L., 1978). Se uma escala múltipla vier a exibir múltiplas dimensões, cada dimensão deve ser refletida por um fator separado. Portanto, deve-se avaliar unidimensionalidade com análise fatorial exploratória ou confirmatória.

Segundo Erthal (1987), a confiabilidade (repetitividade) refere-se à consistência e validade representa a exatidão da mensuração. Estas duas formas de avaliação da medição de uma Escala Psicométrica podem ser ilustradas através dos alvos e dardos exibidos na figura 4, uma medida consistente e não exata (letra A), uma medida inconsistente e exata (letra B), uma medida inconsistente e não exata (letra C) e uma medida ideal, ou seja, consistente e exata (letra D).

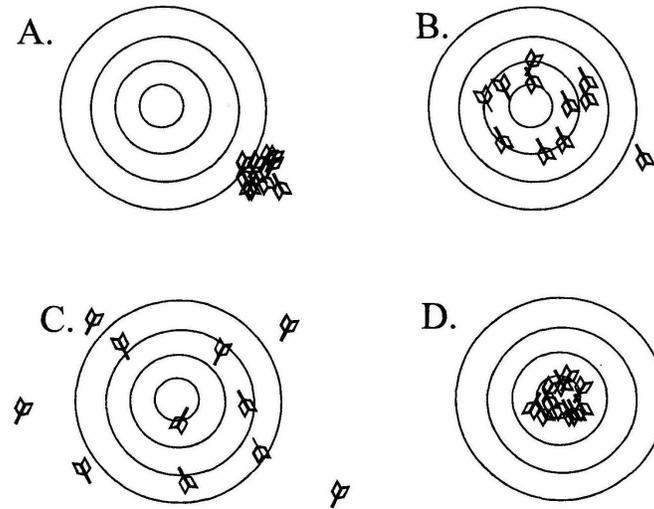


Figura 4 - Confiabilidade e validade da medida de uma escala psicométrica

Confiabilidade de uma Escala Psicométrica: Consistência da Medição

Confiabilidade (ou seja, fidedignidade) consiste em uma avaliação do grau de consistência entre múltiplas medidas de um construto. Considera-se o total observado igual ao verdadeiro total mais o erro, sendo assim, o verdadeiro total consiste na medição verdadeira de um determinado atributo que um indivíduo possui e erro equivale ao ruído aleatório causado por deficiências humanas ou instrumentais.

A confiabilidade equivale à razão entre a variância verdadeira e a variância total, ou seja, o coeficiente de confiabilidade (r) de 0,9 significa que 90% da variância da medida são sistemáticas (explicada pelo fator de interesse) e 10% são responsáveis pelo erro (não confiabilidade).

Como nenhum item isolado exprime o significado perfeito de um conceito, devem-se buscar várias ações diagnósticas para avaliar a consistência da medição. As ações diagnósticas para avaliar confiabilidade de uma escala psicométrica são:

a) Confiabilidade teste-reteste: indica se o mesmo grupo de respondentes exibe total da escala similar no mesmo instrumento de medição e em diferentes momentos no tempo, como representado na figura 5.

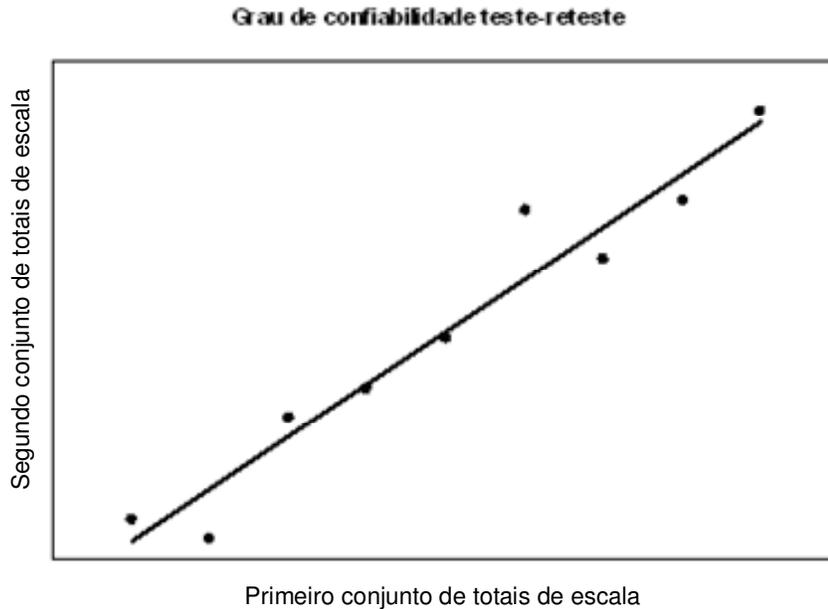


Figura 5 - Grau de confiabilidade teste-reteste.

b) Consistência interna: indica se o mesmo grupo de respondentes exibe um total da escala similar nos diversos itens (inter-itens) ou em partes dos respectivos itens do mesmo instrumento de medição (CHURCHILL, G. A., 1979 e NUNNALLY, J. L., 1978).

O Alfa de Cronbach avalia o quanto o conjunto de itens da escala mede bem um único construto latente (CHURCHILL, G. A., 1979 e PETER, J. P. P., 1979). Quando os dados têm uma estrutura multidimensional, o valor do Alfa será baixo. O Alfa não é um teste estatístico, mas um coeficiente de confiabilidade (ou consistência). O limite inferior para Alfa de Cronbach geralmente aceito é de 0,70 (ROBINSON, J. P. P., SHAVER, P. P. R. e MRIGHTSMAN, L. S., 1991 e ROBINSON J. P. P. e SHAVER, P. P. R., 1973), apesar de poder diminuir para

0,60 em pesquisa exploratória (ROBINSON, J. P. P., SHAVER, P. P. R. e MRIGHTSMAN, L. S., 1991).

Segundo Cronbach (1990), o Alfa é uma função do número de itens da escala (N), o somatório da variância de cada item ($\sum S^2_{itens}$) e a variância do total da escala (S^2_{total}), podendo ser representada como:

$$\alpha_n = \frac{N}{N-1} \left[1 - \frac{\sum S^2_{itens}}{S^2_{total}} \right]$$

O Alfa também pode ser expresso como uma função do número de itens da escala (N) e a média das intercorrelações entre os itens (\bar{r}). A equação do Alfa padronizado pode ser descrita como:

$$\alpha = \frac{N * \bar{r}}{1 + (N-1) * \bar{r}}$$

Portanto, se as correlações inter-itens são altas, então há evidências que os itens estão medindo um mesmo construto latente, ou seja, tem uma alta ou boa confiabilidade.

Se os dados exibem multidimensionalidade, o Alfa será baixo para todos os itens. Neste caso, deve-se gerar uma análise fatorial para indicar quais itens carregam mais significativamente em quais dimensões e examinar o Alfa de cada subconjunto de itens separadamente.

c) Formas paralelas de confiabilidade: indica se o mesmo grupo de respondentes exibe um total da escala em duas formas equivalentes do mesmo instrumento de medição.

d) Confiabilidade inter-classe: indica se diferentes totais da escala, preenchidos pelo mesmo grupo de respondentes exibem totais similares no mesmo instrumento.

e) Confiabilidade intra-classe: indica se o mesmo total é exibido quando comparando com o total de um instrumento de medição consistente.

Portanto, as estatísticas adotadas para examinar confiabilidade são “r” de Pearson, “r” de Spearman, coeficiente kappa (relacionado ao coeficiente phi e chi-quadrado) para julgamentos categóricos, e coeficientes Alfa para consistência interna (CRONBACH, 1951). Existem diversas ações diagnósticas relacionadas a cada item separado, incluindo a correlação "item-total" (a correlação do item com o total da escala múltipla) ou a correlação inter-itens (a correlação entre itens). Normas práticas sugerem que as correlações "item-total" excedam 0,50 e que as correlações inter-itens excedam 0,30 (ROBINSON, J. P. P., SHAVER, P. P. R. e MRIGHTSMAN, L. S., 1991). Além disso, estão disponíveis medidas de confiabilidade obtidas a partir da análise fatorial confirmatória, como a confiabilidade composta e variância média extraída.

A seguir, são apresentadas algumas condições que devem ser desenvolvidas para melhorar a confiabilidade de uma escala psicométrica.

a) Tornar cada questão (ou observação) uma construção simples, exata, concreta: permite reduzir ambigüidade.

b) Usar composições de diversas questões ou observações individuais para construir escalas ou variáveis compostas: permite minimizar erros.

c) Aumento no comprimento do instrumento (número de itens): permite a redução no erro aleatório de $\frac{1}{\sqrt{N}}$.

d) Aumento na homogeneidade do instrumento: programas, como o SPSS, permitem indicar quais itens ao serem removidos promovem o aumento na confiabilidade da escala, através de métodos como o da correlação item-total ou Alfa de Cronbach, ambos associados à remoção de um determinado item.

e) Aumento da homogeneidade na aplicação: a manutenção das condições ambientais e a igualdade do tempo disponibilizado para a aplicação, bem como o nivelamento do estado cognitivo dos respondentes quanto aos itens e enunciado da escala são fatores determinantes.

Os principais pacotes estatísticos permitem a avaliação da confiabilidade, fornecendo tanto uma análise completa dos diagnósticos específicos de itens, quanto de diagnósticos gerais de confiabilidade. Qualquer escala múltipla deve ter sua confiabilidade analisada para garantir sua adequação, antes de avaliar sua validade.

Validade de uma Escala Psicométrica: Exatidão da Medição

Após garantir que uma escala está em consonância com sua definição conceitual, é unidimensional e atende aos níveis necessários de confiabilidade, deve-se efetuar uma avaliação final: validade da escala. Diversos métodos para avaliar a validade estão disponíveis, variando de matrizes multitraço-multimétodos (MTMM) a abordagens de equações estruturais (CAMPBELL, D. T. e FISKE, D. W., 1959; PETER, J. P. P., 1981 e JÖRESKOG, K. G. e SÖRBOM, D., 1993).

Validade é o grau em que uma escala ou um conjunto de itens representa com exatidão o conceito (psicológico) de interesse. Além da validade de conteúdo ou expressão, outras formas de validade são diagnosticadas empiricamente pela relação entre conjuntos de variáveis definidas teoricamente. Os três tipos de validade mais difundidos são a convergente, a discriminante e a nomológica (CAMPBELL, D. T. e FISKE, D. W., 1959 e PETER, J. P. P., 1981).

A validade convergente avalia o grau em que as medidas entre duas escalas do mesmo conceito estão correlacionadas. Nesse caso, devem-se procurar escalas alternativas de um conceito e então correlacioná-las com a escala múltipla, onde as correlações altas indicam que a escala está medindo seu conceito pretendido.

A validade discriminante é o grau em que dois conceitos similares são distintos. O teste empírico também é a correlação entre escalas, mas dessa vez a escala múltipla está correlacionada com um instrumento de medição semelhante, mas conceitualmente distinto. Neste caso, a correlação deve ser baixa, demonstrando que a escala múltipla é suficientemente diferente do outro conceito semelhante.

A validade nomológica refere-se ao grau em que a escala múltipla faz previsões exatas de outros conceitos em um modelo teórico. Devem-se identificar relações teóricas a partir de pesquisas prévias ou princípios aceitos, e então avaliar se a escala tem relações correspondentes.

A validade indica se o instrumento mede efetivamente o atributo para o qual ele foi concebido para medir. Alguns pontos devem ser observados para avaliar a validade de uma escala psicométrica.

a) Validade de conteúdo ou expressão: indica se o teste está medindo o que foi suposto medir, podendo examinar a validade do aspecto a ser medido ou a adequabilidade do domínio amostral. A validade de conteúdo é a avaliação da correspondência das variáveis (itens do questionário) incluídas em uma escala múltipla e sua definição conceitual. Essa forma de validade, também conhecida como validade de expressão, avalia subjetivamente a correspondência entre os itens individuais e o conceito por meio do julgamento de especialistas, pré-testes com múltiplas subpopulações ou outros meios. A intenção é garantir que a seleção de itens de escala aborde não apenas questões empíricas, mas também inclua considerações práticas e teóricas (CHURCHILL, G. A., 1979 e ROBINSON, J. P. P., SHAVER, P. P. R. e MRIGHTSMAN, L. S., 1991).

b) Validade do critério relacionado: assume que existe uma separação na consideração entre a medida da escala e o indicador do construto, demonstrando se a medida se correlaciona bem com o indicador. Permitindo examinar a validade preditiva ou concorrente.

c) Validade de construto: indica se a medida da escala está relacionada com a teoria da mesma maneira que o construto se relaciona com a teoria. Possibilitando examinar a validade convergente e discriminante.

Portanto, para avaliar a medição de uma escala psicométrica podem ser adotadas as ações diagnósticas mencionadas para confirmar a confiabilidade e a validade, as quais são esquematicamente representadas na figura 6.

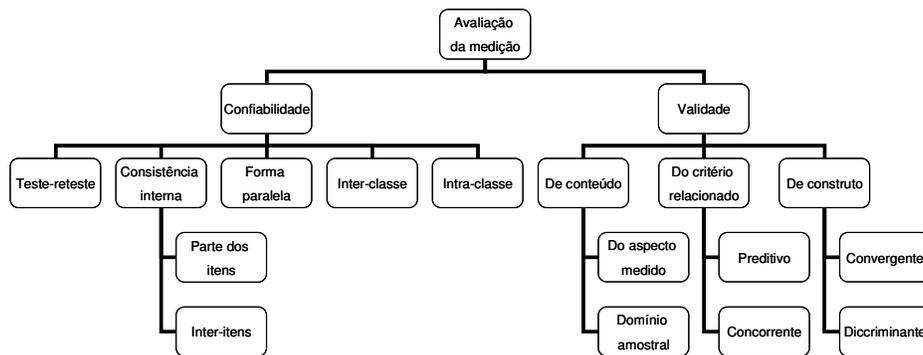


Figura 6 - Avaliação da medição de uma escala psicométrica.

A seguir, são apresentadas algumas condições que devem ser desenvolvidas para melhorar a validade de uma escala psicométrica:

a) Melhorar a validade do aspecto a ser medido de cada item.

a.1) *Escrever cuidadosamente os itens*: fornecer itens simples (reduzir efeito da complexidade cognitiva) e itens unívocos (formular apenas uma questão por vez).

a.2) *Realizar um teste piloto de itens*: promover para cada item diversas verificações e confirmações do significado, interpretação, clareza, facilidade de resposta, etc.

a.3) *Garantir a equivalência lingüística dos itens em diferentes culturas:* otimizar a natureza e forma escrita dos itens à capacidade cognitiva dos diferentes grupos culturais (AMERICAN EDUCATIONAL RESEARCH ASSOCIATION, AMERICAN PSYCHOLOGICAL ASSOCIATION e NATIONAL COUNCIL ON MEASUREMENT IN EDUCATION, 1999).

b) Utilizar variáveis compostas

Aumentar a faixa de itens compostos: itens diversos podem abranger diferentes facetas do construto. Itens compostos minimizam significativamente distorções do significado ao longo dos itens, evitando cancelar ou combinar itens.

c) Utilizar itens do construto para minimizar respostas incorretas

c.1) *Prevenir a concordância de respostas incorretas:* escrever parte dos itens da escala na forma negativa e distribuindo-os aleatoriamente.

c.2) *Prevenir o risco de erro na tentativa de agradar:* configurando um drama, dá-se ao sujeito permissão para responder ambos os caminhos com viés de sentimento social.

2.5 Instrumentos de Medição do Traço-Estado de Ansiedade (IDATE) e da Intensidade de Preocupação (PSWQ)

2.5.1 Inventário de Ansiedade Traço-Estado (IDATE)

O inventário de ansiedade traço-estado (IDATE em português; STAI em inglês) foi desenvolvido por Spielberger (SPIELBERGER, GORSUCH e LUSHENE, 1970), traduzido e adaptado para o Brasil por Biaggio (BIAGGIO e NATALÍCIO, 1979). O IDATE foi desenvolvido inicialmente como um instrumento de pesquisa para o estudo de ansiedade em adultos.

O instrumento constitui-se por duas escalas separadas de auto-relato, cujo propósito é o de medir dois conceitos distintos de ansiedade: ansiedade enquanto estado e ansiedade enquanto traço. De acordo com essa perspectiva, o estado de ansiedade (A-estado) reflete um estado emocional transitório, que pode variar em sua intensidade ao longo do tempo. Em oposição, o traço de ansiedade (A-traço), caracteriza-se pelo seu aspecto estável na forma do sujeito responder as adversidades encontradas no seu meio. Este último instrumento se encontra em apenso (Anexo 1).

O IDATE relacionado com o estado de ansiedade é constituído por 20 itens. As instruções requerem que o indivíduo descreva como se sente “num determinado momento” e classifique cada um desses itens de acordo com uma escala de 4 pontos: 1-absolutamente não; 2-um pouco; 3-bastante; 4-muitíssimo. O IDATE relacionado com o traço de ansiedade também é constituído por 20 itens. No entanto, as instruções solicitam que o indivíduo responda de acordo como “se sentem habitualmente”, classificando sua resposta em cada um dos 20 itens numa nova escala de 4 pontos: 1-quase nunca; 2-às vezes; 3-freqüentemente; 4-quase sempre.

A construção dos 40 itens que compõem o IDATE foi resultado de sucessivas etapas de verificações empíricas e seleções de itens das 3 escalas de ansiedade mais amplamente utilizadas na época: Escala de Ansiedade Manifesta de Taylor (1942); Escala de Ansiedade de Welsh (1965) e Escala de Ansiedade IPAT (CATTELL e SCHEIER, 1959).

As qualidades essenciais avaliadas pelo IDATE-Estado são sentimentos de apreensão, nervosismo e aborrecimento. Da mesma maneira que a escala avalia como a pessoa se sente “exatamente agora” ela também pode ser utilizada para avaliar como um indivíduo se sentiu em um momento particular de um passado recente e como ela antecipa o que irá sentir em uma situação específica ou hipotética. O total do estado de ansiedade eleva-se quando respondido em situações de perigo físico ou estresse psicológico, e decresce quando resultante de uma situação de relaxamento. A escala IDATE-E tem sido um bom indicador de mudanças na ansiedade transitória experimentada por pacientes em psicoterapias,

assim como tem sido muito usada para acessar o nível de Estado de ansiedade induzido por situações de vida real estressante, tais como cirurgias, tratamentos dentários, entrevista de emprego, testes escolares.

O Traço de ansiedade tem sido muito usado para acessar ansiedade clínica em pacientes psicossomáticos e psiquiátricos. Muito utilizado também para demonstrar problemas de ansiedade em adolescentes, alunos do ensino fundamental, militares, etc., e avaliar a necessidade a curto ou longo prazo de tratamento especializado. Em pesquisas clínicas o traço de ansiedade tem sido utilizado para identificar indivíduos com alto nível de ansiedade neurótica e para selecionar sujeitos para experimentos psicológicos que levam em conta diferenças nos níveis de motivação.

O IDATE foi traduzido e adaptado para mais de trinta idiomas visando pesquisas transculturais e práticas clínicas (SPIELBERGER e DIAZ-GUERRERO, 1976). Além do IDATE, outras escalas utilizadas para avaliar o estado geral de ansiedade têm sido desenvolvidas. Dentre elas destaca-se o Inventário de Ansiedade de Beck (BECK, 1988), a Escala de Ansiedade de Hamilton (HAMILTON, 1959), a Escala Clínica de Ansiedade (SNAITH et al., 1982), a Escala Breve de Ansiedade (TYRER, OWEN e CICCHETTI, 1984), a Escala de Ansiedade de Zung (ZUNG, 1971), e a Escala Hospitalar de Ansiedade e Depressão (ZIGMONG e SNAITH, 1983). Dentre estas, a escala de Beck foi traduzida e adaptada para o português por Jurema Alcides Cunha e publicada pela Editora Casa do Psicólogo (CUNHA, 2001).

Propriedades Psicométricas do IDATE

Desde a década de 70, o IDATE tem sido mais utilizado para pesquisas psicológicas do que para outras escalas de ansiedade (BUROS, 1978) e na maioria de suas aplicações os totais têm sido interpretados como um instrumento de medição unidimensional de estado e traço de ansiedade através da análise fatorial. Fatores distintos de estado e traço de ansiedade foram achados em alguns estudos que analisaram simultaneamente os quarenta itens da escala (BARKER, B. M., BARKER, H. R. Jr. e WADSWORTH A. P., 1977; GAUDRY e POOLE, 1975).

Separadamente, os itens de estado e traço de ansiedade derivaram em dois fatores que Spilberger (1983) denominou respectivamente, ansiedade presente e ausente, no entanto, outros propõem que um dos fatores esteja relacionado com humor (depressão).

Vários estudos têm sido realizados em amostras brasileiras para avaliar as propriedades psicométricas do IDATE. Desses estudos apenas dois aplicaram a técnica da análise fatorial para investigar a estrutura do IDATE traço. Pasquali (2003) interpretou os dois fatores como sendo ansiedade ausente e ansiedade presente. Gorenstein e Andrade (2000) interpretaram um dos fatores como representando depressão.

Como resultado da enorme gama de pesquisas sobre o IDATE, uma revisão de sua forma original começou a ser desenvolvida em 1979, onde Spielberger demonstrou três principais objetivos para tal reestruturação:

i) Desenvolver uma escala de medida mais pura de ansiedade, com bases mais firmes para distinguir entre ansiedade e depressão e diferenciar diagnósticos de pacientes com distúrbios de ansiedade e reações depressivas. Com isso, alguns itens da forma X, mais relacionados com depressão do que com ansiedade, foram substituídos (ex.: Sinto-me triste, tenho vontade de chorar);

ii) Substituir itens em que as propriedades psicométricas demonstraram ser relativamente fracas para pessoas mais jovens e com menor nível socioeconômico e escolaridade; e

iii) Melhorar a estrutura fatorial do Traço-ansiedade atingindo melhor equilíbrio entre os itens de ansiedade ausente e os de ansiedade presente. Na forma X, havia 13 itens de ansiedade presente e sete de ansiedade ausente na escala traço de ansiedade.

Na forma Y, 30% da forma X foi substituída, resultando em uma melhora das propriedades psicométricas de ambos, Traço e Estado - ansiedade. Os itens de

ansiedade ausente e ansiedade presente da forma Y são mais equilibrados e a estrutura fatorial mais consistente e replicável.

2.5.2 Questionário de Preocupação do Estado da Pensilvânia (PSWQ)

O PSWQ é um questionário de 16 itens de auto avaliação que mede a intensidade do nível de preocupação. Sendo amplamente utilizado para avaliar a tendência geral do indivíduo em se preocupar excessivamente. Foi desenvolvido especificamente para avaliar a intensidade e excesso de preocupação sem considerar aspectos específicos das preocupações. Cada item indica uma situação e é acompanhado por uma escala de respostas tipo-Likert de cinco pontos representando quanto adequado o indivíduo se sente em relação à situação dele ou dela. O PSWQ original encontra-se em anexo (Anexo 2).

O PSWQ pode ser respondido em 3 minutos. O total consiste na reversão dos resultados dos itens 1, 3, 8, 10 e 11 e, então, somar todos os 16 itens. A faixa possível de totais varia de 16 até 80, com maiores totais refletindo maiores níveis de preocupação.

Uma versão para crianças e adolescentes foi desenvolvida (CHORPITA et al., 1997), a qual exhibe uma avaliação semanal que permite a medição de mudanças ao longo de um curto período de tempo (STÖBER e BITTENCOURT, 1998).

Outras escalas utilizadas para avaliar o Transtorno de Ansiedade Generalizada têm sido desenvolvidas, além do PSWQ. Dentre elas destaca-se a Escala de Consequência da Preocupação (DAVEY, G. C. L., TALLIS, F. e CAPUZZO, N., 1996), a Escala de Intolerância da Incerteza (FREESTON, M. H. et al., 1994), a Escala de Motivos da Preocupação (FREESTON, M. H. et al., 1994), o Questionário de Preocupação Dominante (TALLIS, F., EYSENCK, M. e MATHEUS, A., 1992), a Escala de Preocupação para idosos (WISOCKI, P. P. A., 1988), a Escala de Temperamento da Ansiedade Generalizada (AKISKAL, 1998) e a Escala de Preocupação de Estudantes (DAVEY et al., 1992).

Propriedades Psicométricas do PSWQ

O PSWQ é associado com uma faixa de consistência interna que varia de boa a muito boa (Alfas de Cronbach de 0,86 até 0,93 em amostras clínicas e de estudantes; MOLINA e BORKOVEC, 1994). Além disso, adequação para boa confiabilidade teste-reteste foi demonstrada em amostras de estudantes (faixas de r s de 0,74 até 0,93) em um intervalo de 2 a 10 semanas (MOLINA e BORKOVEC, 1994).

As seguintes médias (e desvios padrão) foram demonstradas na literatura (MOLINA e BORKOVEC, 1994):

- i) Pacientes com TAG: 67,66 (DP = 8,86);
- ii) Grupos selecionados de não ansiosos: 44,27 (DP = 11,44); e
- iii) Grupos não selecionados: 46,65 (DP = 12,99).

Em uma amostra comunitária normativa equivalente ao censo nacional dos Estados Unidos, um total de 41 indicou o corte nos 50 percentil, onde o total de 51 cortou nos 80 percentil (GILLIS, HAAGA e FORD, 1995). Um estudo de idosos revelou uma média mais baixa para pacientes com TAG: 59,9 (DP = 11,5; BECK, STANLEY e ZEBB, 1995).

Conforme esperado, o PSWQ é moderadamente correlacionado com duas outras escalas de preocupação, a Escala de Preocupação de Estudantes ($r = 0,59$) e o Questionário de Preocupação Dominante ($r = 0,67$; DAVEY, 1993). Estas últimas escalas avaliam o conteúdo específico de preocupação normal e são associadas com a preocupação construtiva e patológica, onde o PSWQ é somente associado com a patológica. Em amostras de estudantes, o PSWQ é moderadamente correlacionado com escalas de ansiedade (r s de 0,40 a 0,74) e menos intensamente correlacionado com depressão ($r = 0,36$), mas em pacientes com TAG, essas relações são fracas, indicando que preocupação é um construto

diferente ao longo de amostras clinicamente ansiosas (MOLINA e BORKOVEC, 1994).

A validade de construto da escala é mais apoiada por uma forte associação entre o PSWQ e a escala cognitiva do Questionário de Ansiedade Somática Cognitiva ($r = 0,70$) do que entre o PSWQ e a escala somática ($r = 0,55$); segundo Meyer et al., 1990.

Talvez mais relevantes para uso clínico, os totais no PSWQ demonstraram ser significativamente maiores em indivíduos com TAG do que em qualquer outro grupo de transtorno de ansiedade (BROWN, ANTONY e BARLOW, 1992). Finalmente, totais no PSWQ indicaram ser sensíveis para modificações nas quais eles são significativamente reduzidos ao longo do tratamento cognitivo-comportamental para TAG (BORKOVEC e COSTELLO, 1993).

Estrutura Latente do PSWQ

O PSWQ foi originalmente desenvolvido como uma escala unifatorial de preocupação (MEYER et al., 1990). Apesar dos autores de dois estudos subsequentes de análise fatorial exploratória terem indicado uma solução unifatorial, seus resultados sugeriram que os 11 itens descritos na forma afirmativa e os 5 itens descritos na forma negativa devem resultar em dois fatores separados.

Brown (1992) encontrou que a análise dos componentes principais dos 16 itens com rotação varimax produziu estes dois fatores com autovalores maiores do que 1, porém, encontrou uma solução fatorial simples após examinar o Gráfico de Sedimentação e descobrir elevada consistência interna. Em uma amostra de holandeses, Van Rijsoort, Emmelkamp e Vervaeke (1999) publicaram que embora o Gráfico de Sedimentação indicasse uma solução de dois fatores, eles favorecem a solução unifatorial devido a uma elevada consistência interna e o campo de aceitação do PSWQ como medindo um construto unidimensional.

Outros investigadores propuseram que uma solução de dois fatores fornece um melhor ajuste para os dados. Por exemplo, Stöber (1995) encontrou uma solução de dois fatores em uma amostra de estudantes universitários alemães que responderam a uma versão traduzida para o alemão do PSWQ. Em uma amostra de idosos americanos (faixa de 55-81 anos), Beck, Stanley e Zebb (1995) encontraram uma solução de dois fatores tanto em populações controladas quanto em pacientes com TAG.

Fresco et al. (2002) recentemente compararam uma solução unifatorial com uma solução de dois fatores usando diretamente modelagem de equação estrutural através da técnica da análise fatorial confirmatória. Eles descobriram que embora o modelo de um fator tenha fornecido um pobre ajuste para os dados, a solução de dois fatores (com 11 itens escritos na forma afirmativa carregando no primeiro fator e os 5 itens escritos na forma negativa carregando no segundo fator) gerou um bom ajuste, o qual foi significativamente melhor do que o modelo de um fator. Eles também descobriram que embora estes dois fatores fossem relacionados por um construto de ordem superior da preocupação geral, o primeiro fator foi o melhor preditor das escalas de ansiedade clínica e de depressão.

Apesar de Fresco et al. (2002) ter concluído que o PSWQ mede dois construtos de ordem inferior, Preocupação Presente e Preocupação Ausente, uma interpretação alternativa não foi investigada. O segundo fator deve simplesmente refletir o método de variância relativo aos itens escritos na forma negativa, direção da natureza reversa destes cinco itens. Em outras palavras, estes cinco itens não devem representar uma diferença conceitual na dimensão da preocupação, mas freqüentemente indicam uma diferença no padrão de respostas aos itens escritos na forma negativa em relação à direção afirmativa. Fatores separados são utilizados quando os itens associados com cada um deles refletem significados teoricamente distintos entre construtos qualitativamente diferentes (ULLMAN, 2001). Entretanto, fatores separados também podem emergir porque itens são agrupados estatisticamente como resultado do método de medição. Um construto unidimensional poderia espuriamente aparecer como dois construtos se diferentes padrões de respostas dos entrevistados obtidos para os itens escritos na forma afirmativa e negativa não fossem levados em consideração. Os fatores de

Preocupação Presente e a Preocupação Ausente encontrados através dos itens do PSWQ não deveriam refletir qualitativamente dois diferentes fenômenos, mas fornecer preferencialmente um construto unidimensional (preocupação geral) e um método fatorial adicional.