

Artur Francisco Tavares Nunes

Estudo das Propriedades Psicométricas da Versão Portuguesa do
Interpretation Bias Task (IBT)



Faculdade de Ciência Humanas e Sociais

2024

Artur Francisco Tavares Nunes

Estudo das propriedades psicométricas da versão portuguesa do
Interpretation Bias Task (IBT)

Mestrado em Psicologia Clínica e da Saúde

Trabalho efetuado sob a orientação dos Professores:

Ana Teresa Martins e Luís Faisca



Faculdade de Ciência Humanas e Sociais

2024

Estudo das propriedades psicométricas da versão portuguesa do
Interpretation Bias Task (IBT)

Declaração de Autoria do Trabalho

Declaro ser o autor deste trabalho, que é original e inédito. Autores e trabalhos consultados estão devidamente citados no texto e constam na listagem de referências incluídas.

Assinatura

(Artur Francisco Tavares Nunes)

Copyright 2024 by Artur Francisco Tavares Nunes. A Universidade do Algarve tem o direito, perpétuo e sem limites geográficos, de arquivar e publicitar este trabalho através de exemplares impressos reproduzidos em papel ou forma digital, ou por qualquer outro meio conhecido ou que venha a ser inventado, de o divulgar através de repositórios científicos e de admitir a sua cópia e distribuição com objetivos educacionais ou de investigação, não comerciais, desde que seja alvo de dado crédito ao autor e editor.

Agradecimentos

Gostaria de fazer um agradecimento especial a todas as pessoas que contribuíram para a realização deste trabalho.

Agradeço à Professora Ana Teresa Martins e ao Professor Doutor Luís Faisca pela vossa orientação, enorme paciência e dedicação. Sou imensamente grato por me terem incentivado a persistir mesmo diante dos desafios.

Aos meus amigos, Pedro, Catherine, Frederica, Laura e Alexandra, que me acompanharam nesta etapa, agradeço por todos momentos inesquecíveis que vivemos. pelo vosso apoio constante e pela vossa amizade que foi fundamental para enfrentar os desafios que foram surgindo ao longo deste percurso

Agradeço profundamente ao Arnaldo Lopes que tão bem me acolheu em Faro e cuja generosidade e boa disposição me marcaram profundamente. É uma grande inspiração.

À minha família, a base sólida que sustentou cada passo, agradeço o apoio constante e motivação.

Resumo

Algumas teorias da psicologia cognitiva sugerem que o viés de interpretação desempenha um papel na etiologia de algumas psicopatologias, incluindo a ansiedade social. Também é sugerida a escassez de instrumentos fiáveis que consigam captar este viés, sobretudo em Portugal. Neste contexto, fomos avaliar as propriedades psicométricas da versão portuguesa de um instrumento baseado em tarefas envolvendo cenários ambíguos (*Interpretation Bias Task* IBT). Este instrumento avalia a tendência para fazer interpretações benignas ou negativas em cenários que remetem para quatro domínios: lesão corporal imediata; doença de longa duração; rejeição social; e, falha de desempenho. A estrutura fatorial do IBT foi avaliada numa amostra de 256 adultos portugueses, tendo-se ainda avaliado a fiabilidade das medidas proporcionadas por este instrumento (consistência interna e estabilidade temporal). Fomos também avaliar a possível associação entre o viés de interpretação e os sintomas de ansiedade social reportados pelos participantes. Os nossos principais resultados sugerem que apenas três dos quatro domínios do modelo original do IBT são diferenciáveis, sendo possível calcular medidas relativamente confiáveis de viés para cada um desses domínios. Obteve-se um índice satisfatório de consistência interna. Observámos que uma associação positiva entre os níveis de ansiedade social auto relatada e o número de interpretações malignas no IBT. Verificou-se também quanto mais jovens eram os participantes menos viés de interpretação revelavam face aos cenários do IBT. Em suma, concluímos que a versão portuguesa do IBT se revela adequado para medir o viés de interpretação em adultos portugueses.

Palavras-Chave: viés de interpretação; características psicométricas; *Interpretation Bias Task* (IBT); ansiedade Social.

Abstract

Some theories in cognitive psychology suggest that interpretation bias plays a role in the etiology of certain psychopathologies, including social anxiety. There is also an identified scarcity of reliable instruments capable of capturing this bias, particularly in Portugal. In this context, we aimed to assess the psychometric properties of the Portuguese version of a task-based instrument involving ambiguous scenarios, the Interpretation Bias Task (IBT). This instrument evaluates the tendency to make benign or negative interpretations in scenarios related to four domains: immediate bodily injury, long-term illness, social rejection, and performance failure. The factorial analysis structure of the IBT was evaluated in a sample of 256 Portuguese adults, also assessing the reliability of measures provided by this instrument (internal consistency and temporal stability). We also sought to evaluate the potential association between interpretation bias and symptoms of self-reported social anxiety. Our main results suggest that only three of the four domains in the original IBT model are distinguishable, allowing for the calculation of relatively reliable bias measures for each of these domains. A satisfactory index of internal consistency was obtained. We observed a positive association between self-reported levels of social anxiety and the number of negative interpretations in the IBT. Additionally, it was noted that younger participants exhibited less interpretation bias in relation to IBT scenarios. In conclusion, we find that the Portuguese version of the IBT is suitable for measuring interpretation bias in Portuguese adults.

Keywords: Interpretation Bias; Psychometric Properties; Interpretation Bias Task (IBT); Social Anxiety.

Índice

1. Introdução	Erro! Marcador não definido.	0
2. Metodo		15
2.1. Participantes		15
2.2. Instrumentos		15
2.2.1. Ficha de dados Sociodemográficos		15
2.2.2. Entrevista semiestruturada		15
2.2.3. <i>Interpretation Bias Task</i> (IBT).....	Erro! Marcador não definido.	
2.2.4. Escala de Ansiedade em Situações de Interação Social (SIAS)	Erro!	
Marcador não definido.		
2.3. Procedimento		17
3. Resultados		18
4. Discussão	Erro! Marcador não definido.	
Referências Bibliográficas	Erro! Marcador não definido.	

Índice de Tabelas

Tabela 1. Viés de interpretação no domínio IBT_Doença Imediata (frequência e percentagem)	18
Tabela 2. Viés de interpretação no domínio IBT_Doença longo prazo (frequência e percentagem)	19
Tabela 3. Viés de interpretação no domínio IBT_Rejeição Social (frequência e percentagem)	20
Tabela 4. Viés de interpretação no domínio IBT_Falha Desempenho (frequência e percentagem)	21
Tabela 5. Associação entre itens IBT_ Lesão Corporal Imediata (coeficiente de correlação de Pearson).....	22
Tabela 6. Associação entre itens IBT_ Doença longo prazo (coeficiente de correlação de Pearson)	23
Tabela 7. Associação entre itens IBT_ Rejeição Social (coeficiente de correlação de Pearson)	24
Tabela 8. Associação entre itens IBT_Falha Desempenho (coeficiente de correlação de Pearson)	25
Tabela 9. Modelos métricos para a versão portuguesa do <i>Interpretation Bias Test</i> (IBT): Índices de ajustamento.....	26
Tabela 10. Estatísticas descritivas das medidas IBT.....	31

Índice de Figuras

Figura 1. Correlações de Pearson para díades durante confinamento	29
--	----

Abreviaturas

PAS- Perturbação de Ansiedade Social

AS- Ansiedade Social

SPSS - Programa Estatístico, versão 29

IBT- Interpretation Bias Task

BI- Lesão Corporal Imediata

IL- Doença de longo prazo

SR- Rejeição Social

PF- Falha de Desempenho

1. Introdução

A ansiedade desempenha um papel essencial na resposta de acomodação de um indivíduo a um ambiente potencialmente hostil, fornecendo uma componente adequada de precaução em situações potencialmente perigosas (Barlow, 2002; Clark & Beck, 2009). Em circunstâncias normais, o nível de ansiedade de uma pessoa varia apropriadamente e de forma impercetível ao longo de um espectro de estados de consciência, desde o sono até à vigília (DSM-5, APA, 2014). No entanto, em certos casos, a resposta de ansiedade pode tornar-se exacerbada e sobrecarregar a capacidade do indivíduo para lidar com os eventos. Quando a ansiedade se torna proeminente em termos de frequência e intensidade, afetando negativamente o funcionamento diário, podemos estar perante uma perturbação de ansiedade (Barlow, 2002; Clark & Beck, 2009; DSM-5, APA, 2014).

Em Portugal, de acordo com o Relatório do Programa Nacional para a Saúde Mental de 2017, as perturbações de ansiedade apresentaram uma incidência de 16,5% na população (DGS, 2017). Um estudo conduzido pelo Instituto de Saúde Pública da Universidade do Porto (ISPUP), que pretendia avaliar o impacto da pandemia Covid-19 na saúde mental dos portugueses, concluiu que 26,9% da amostra apresentou sintomas de ansiedade, 7% de depressão e 20,4% manifestaram sintomas de ambas as perturbações (Aguiar et al., 2022)

Uma dessas perturbações ansiogénicas é a Perturbação de Ansiedade Social (PAS). Indivíduos diagnosticados com PAS experienciam sentimentos intensos e persistentes de medo, frequentemente evitando interações ou situações sociais nas quais possam ser observados ou submetidos a escrutínio por parte de outros (Turk et al., 2005; Stein & Stein, 2008; APA, 2014). Isso pode incluir encontros com pessoas conhecidas ou desconhecidas, situações nas quais a pessoa está a ser observada enquanto come ou bebe, ou situações que exigem o desempenho de tarefas diante de outras pessoas. Quando o medo ou a ansiedade antecipatória interfere significativamente na vida quotidiana, afetando as rotinas e o funcionamento social e profissional, pode causar um sofrimento psicológico acentuado (Stein & Stein, 2008; APA, 2014; Wong & Rapee, 2016).

Estudos indicam que distorções na cognição social, em particular, vieses no processamento de informações sociais, desempenham um papel fundamental na origem e manutenção da PAS em adultos (Clark 2001; Heimberg et al. 2014). Um viés de processamento cognitivo significativo associado à PAS é o viés de interpretação (Chen et al., 2018). Os vieses de interpretação referem-se à tendência de indivíduos ansiosos socialmente interpretarem situações sociais de maneira negativa ou distorcida. Essas interpretações tendem a ser influenciadas por uma série de fatores, incluindo experiências passadas, crenças auto depreciativas e expectativas de rejeição. Esta distorção cognitiva pode resultar num ciclo vicioso de ansiedade, onde o indivíduo evita situações sociais, reforçando ainda mais a sua ansiedade social (Amir et al., 2012, Chen et al., 2018)

De acordo com Clark e Beck, (2009), os vieses de interpretação na ansiedade social estão frequentemente enraizados em crenças automáticas negativas sobre si mesmo e sobre os outros. Por exemplo, um indivíduo ansioso socialmente pode interpretar erroneamente um olhar de outra pessoa como desaprovação, quando na verdade a outra pessoa pode estar neutra ou até mesmo a expressar simpatia. Estas interpretações distorcidas perpetuam a ansiedade e a autocrítica (Amir et al., 2012, Chen et al., 2018)

Stopa e Clark (2000) observaram que indivíduos com ansiedade social tendem a classificar situações sociais neutras como negativas, por exemplo: "durante uma conversa com alguém, o interlocutor olhou pela janela" o participante ansioso tende a pensar que "ele não concordou com o meu ponto de vista" ou "sou chato". Noutros momentos antecipam situações desastrosas como "se sou chamado ao meu chefe" então "serei demitido do meu emprego"). Além disso, outras evidências sugerem que indivíduos com altos níveis de ansiedade social têm dificuldade em recordar detalhes de situações sociais recentes (Stopa & Clark, 2000; Yoon et al., 2016). Isto está alinhado com estudos que postulam que um dos principais mecanismos subjacentes à Perturbação de Ansiedade Social (PAS) é o foco excessivo nos sentimentos internos em detrimento da percepção de sinais externos (Turk et al., 2005; Morrison & Heimberg, 2013; Wong & Rapee, 2016).

Outro aspeto importante dos vieses de interpretação na ansiedade social é a atenção seletiva. Os indivíduos ansiosos tendem a concentrar a sua atenção em informações que confirmam as suas crenças negativas, ignorando informações contraditórias e benignas. Este fenómeno cria um filtro cognitivo que amplifica a percepção de ameaça nas situações sociais, reforçando a ansiedade (Chen et al., 2002; Heeren et al., 2015; Lazarov et al., 2016)

Além disso, estudos recentes sugerem que o viés de interpretação na ansiedade social pode ser influenciado pela cognição social, incluindo a teoria da mente (capacidade para inferir estados mentais dos outros). Indivíduos com PAS podem superestimar a capacidade dos outros em discernir as suas ansiedades internas, resultando em interpretações distorcidas das reações por parte de terceiros (Hezel & McNally, 2014; Morris & Mansell, 2018)

Inúmeros métodos têm sido utilizados na avaliação do viés de interpretação em adultos no contexto da Perturbação de Ansiedade Social (PAS). Destacam-se dois desses métodos, categorizados de acordo com a modalidade sensorial de apresentação dos estímulos: verbal e visual. Os estímulos verbais consistem em palavras, frases, vinhetas ou cenários específicos, enquanto os estímulos visuais são compostos por expressões faciais, como fotografias ou videoclipes, ou registos de interações sociais e comportamentos específicos (Chen et al., 2020).

Conforme delineado por Heinrichs e Hofmann (2001), os estímulos verbais tendem a ser mais descritivos na sua natureza, embora outros investigadores sustentem que estes não ostentam, em si, um carácter particularmente ameaçador (Amir et al., 1998; Stopa & Clark, 2000). Há argumentos em prol da superioridade dos estímulos visuais, tais como retratos faciais, em termos de validade ecológica, uma vez que uma simples variação na expressão facial pode prontamente representar uma ameaça e induzir a uma avaliação negativa (Heuer et al., 2010). Todavia, importa destacar que também existem críticas à exclusividade da utilização da modalidade visual, uma vez que isso pode resultar numa perda de informações contextualmente pertinentes.

Com base em estudos de revisão que utilizaram instruções faladas, comumente encontraram um padrão de interpretação entre indivíduos com Perturbação de Ansiedade Social (PAS) (Heinrichs e Hofmann, 2001; Hirsch et al., 2016). No entanto, quando foram utilizados estímulos visuais, como rostos ameaçadores, os resultados variaram (Staugaard, 2010). O autor deste estudo justificou estas discrepâncias sugerindo que o tipo de estímulo empregado pode influenciar a forma como os indivíduos percebem e processam as informações. Isto ressalta a importância de avaliar o impacto dos estímulos nos contextos em que o estímulo aparece.

Dentro do âmbito dos estímulos verbais, a medição do viés de interpretação tem sido utilizada através de questionários de autorrelato, nos quais são apresentadas várias situações ambíguas aos participantes, onde lhes é solicitado que resolvam ou interpretem essas situações. Apesar do seu formato, esta metodologia tem sido considerada eficaz devido à sua capacidade de recolha de respostas implícitas (Schoth, & Liossi, 2017). Uma das medidas mais frequentemente utilizadas para avaliar o viés de interpretação em contextos de comunicação escrita é o *Ambiguous Situations Questionnaire* (Barret et al., 1996; Creswell et al., 2014). Para cada uma destas situações ambíguas, os participantes são questionados sobre qual das duas interpretações alternativas (uma ameaçadora e a outra benigna) seria a mais provável de ocorrer. Outra medida comum é o *Word Sentence Association Paradigm - WSAP* (Beard e Amir, 2008), que envolve a associação de palavras com conotação ameaçadora ou benigna a frases ambíguas. Os participantes devem avaliar se uma palavra com carga de ameaça (por exemplo, "vergonhoso") ou benigna (por exemplo, "divertido") está associada a uma situação ambígua (por exemplo, "o grupo riu-se de algo que eu disse").

Estas medidas de viés de interpretação são frequentemente empregadas em conjunto com escalas de avaliação específicas, como a *Social Phobia Scale (SPS)*, a *Social Interaction Anxiety Scale (SIAS)* (Mattick e Clarke, 1998), o *State Trait Anxiety Inventory – State Form (STAIstate)* (Spielberger, Gorsuch, Lushene, Vagg e Jacobs, 1983) ou o *Bodily Sensation Interpretation Questionnaire (BSIQ)* (Clark et al., 1997), para avaliar a associação positiva do viés de interpretação com a AS traço e/ou estado. Em muitos casos, correlações positivas foram encontradas (Chen et al., 2019).

Recentemente, um estudo conduzido por Chan e colaboradores (2020) apresentou uma nova abordagem para avaliar o viés de interpretação. Os autores realizaram dois estudos com o objetivo de avaliar as propriedades psicométricas do *Interpretation Bias Task-IBT*, uma adaptação da tarefa AIBT (Lau et al., 2020).

O IBT consiste numa tarefa computadorizada que mede viés de interpretação em situações ambíguas que podem ocorrer na vida quotidiana dos participantes. Esta tarefa compreende cenários que remetem para quatro domínios: lesões corporais imediatas, doenças de longa duração, rejeição social e falhas de desempenho. Cada domínio é composto por oito cenários ambíguos, com duas alternativas de resposta para cada um (positiva e negativa). Ao escolher a alternativa de resposta que preferem, os participantes são solicitados a avaliar a probabilidade dessa alternativa ocorrer numa escala de 1 a 100

(1 = nada provável; 100 = extremamente provável). Foi avaliada também a ansiedade, a depressão e o medo da dor dos participantes utilizando a Escala de Depressão, Ansiedade e Stress (DASS-21) e o Questionário de Medo da Dor-III (FOPQ-III).

A estrutura fatorial do IBT foi avaliada numa amostra de 237 estudantes no Estudo 1, e posteriormente confirmada numa amostra comunitária com faixa etária mais ampla (N = 1.103) no Estudo 2. Foram confirmados quatro fatores diferenciáveis da IBT e cada um destes domínios foi representado por dois fatores (benigno vs. negativo). Foi também observado que uma maior ansiedade em relação à saúde foi associada a uma menor percentagem de interpretações benignas nos cenários relacionados com lesões físicas e doenças prolongadas, Níveis maiores de ansiedade social estavam associados a interpretações mais negativas de rejeição social e de desempenho. Neste sentido, de acordo com os autores, o IBT revelou ser adequado para medir vieses de interpretação em adultos asiáticos.

Num outro estudo realizado por Chan e colaboradores (2021) com uma amostra composta por jovens e idosos com e sem dor crónica (N = 126), foram avaliados os vieses de atenção e interpretação, utilizando o IBT (cenário ambíguo com desfecho benigno ou negativo) e uma tarefa de visualização livre (*eye-tracking*) onde foi rastreado o movimento ocular face a estímulos relativos a lesões físicas e neutros. A intensidade da dor e a incapacidade dos participantes foram avaliadas no início do estudo e no acompanhamento que durou seis meses. Os resultados do estudo sugeriram que adultos com dor crónica apresentaram mais interpretações no IBT relacionadas com lesões/doenças do que o grupo de controlo sem dor. Os adultos mais velhos apresentaram mais interpretações negativas em cenários sobre a doença do que os adultos mais jovens. O estudo também destaca a importância de considerar o estudo dos vieses de interpretação nas abordagens de gestão da dor. No entanto, os efeitos identificados no estudo foram geralmente de pequena magnitude pelo que os resultados deverão ser analisados com cautela. Neste sentido, parece-nos pertinente continuar a estudar a validade do IBT, quer pelos resultados mistos apresentados quer pela escassez de materiais para avaliar o viés de interpretação.

Considerando a escassez de instrumentos validados para a população portuguesa para medir o viés de interpretação, almejamos realizar a adaptação para o Português Europeu do *Interpretation Bias Task (IBT)* e conduzir uma análise minuciosa das suas propriedades psicométricas. Se a versão em Português do IBT demonstrar ser

psicometricamente sólida, teremos à nossa disposição um instrumento confiável para fins investigativos ou clínicos.

2. Método

2.1. Participantes

Participaram neste estudo 256 adultos portugueses, com idades compreendidas entre os 18 e os 59 anos de idade (196 mulheres e 60 homens; $M = 30.88$; $DP = 11.40$), com uma média de 13.97 anos de escolaridade ($DP = 2.69$). A amostra foi selecionada da população geral de forma não estratificada e não probabilística (amostragem por conveniência). Destes 256 indivíduos, 66% estavam solteiros, 28% estavam casados ou em união de facto e 6% estavam separados ou divorciados. Em termos de residência de origem, 41% eram do Algarve, 40% eram da zona da Estremadura/Ribatejo (incluindo Grande Lisboa) e 11% eram da Beira Litoral. Constituíram fatores de exclusão a existência de perturbações psicológicas, neurológicas e/ou desenvolvimento, informações estas obtidas a partir de um questionário de informação clínica.

2.2. Medidas

2.2.1. Questionário sociodemográfico

Com o objetivo de obter informações abrangentes sobre a amostra de participantes deste estudo, foi administrado um Questionário de Dados Sociodemográficos e de Informação Clínica. Os participantes foram convidados a fornecer informações sobre idade, sexo, escolaridade e zona de residência, a fim de caracterizar adequadamente a amostra e possibilitar análises demográficas apropriadas. O questionário abordou as informações clínicas, incluindo a presença de qualquer doença física e/ou psíquica significativa. Este componente foi relevante para identificar possíveis fatores que possam influenciar os resultados do estudo. A utilização deste questionário enriquece a compreensão do contexto dos participantes, contribuindo para a interpretação apropriada dos resultados obtidos nesta investigação.

2.2.2. Interpretation Bias Task (IBT) (versão original : Chan et al., 2020)

O Instrumento de Viés de Interpretação (IBT) é composto por 32 cenários ambíguos, distribuídos em quatro domínios: situações de lesões imediatas, doenças de longo prazo, rejeição social e fracasso de desempenho. Cada cenário ambíguo foi apresentado aos participantes através de uma frase, sendo-lhes solicitado que se imaginassem na situação descrita. Em seguida, eram apresentadas duas palavras em alternativa, que resolviam a ambiguidade de forma benigna ou negativa, devendo os participantes selecionar a palavra que achavam melhor corresponder à situação descrita pelo cenário. Este questionário foi administrado *online*.

2.2.4. Escala de Ansiedade em Situações de Interação Social (SIAS) (versão original: Mattick & Clarke, 1998; versão portuguesa: Pinto, Gouveia & Salvador, 2003)

A SIAS é composta por 19 itens que descrevem respostas cognitivas, afetivas e comportamentais perante interações sociais específicas. Os participantes são solicitados a indicar o grau de ansiedade sentida em relação a cada situação, usando uma escala de 0 a 4, em que 0 representa “Não é nada característico da minha maneira de ser” e 4 representa “É extremamente característico da minha maneira de ser.” Pontuações mais altas indicam níveis mais elevados de ansiedade social. Quanto às características psicométricas, a escala apresenta níveis elevados de consistência interna ($\alpha = .94$ na versão original; $\alpha = .90$ na versão portuguesa), assim como uma boa estabilidade temporal ($r = .77$). O ponto de corte usado para distinguir indivíduos clínicos *versus* não clínicos corresponde a uma pontuação total de pelo menos 34 pontos.

2.3. Procedimento

2.3.1. Procedimento de tradução do IBT

Num primeiro momento, foi pedida a autorização a um dos autores do *Interpretation Bias Task* (IBT; Chan et al., 2020) para traduzir e validar o instrumento para a população portuguesa. A tradução para português seguiu o método de tradução-retroversão (*translate-translate back*) (Hill & Hill, 2000), cujo objetivo é de obter uma tradução dos itens que corresponda o mais possível à versão original, respeitando as características gramaticais e sintáticas da língua portuguesa. A tradução da escala foi realizada independentemente por dois peritos em psicologia, cuja língua materna era o português,

tendo-se de pois chegado a uma versão de consenso. A retroversão dessa versão para inglês foi conduzida por uma professora de Inglês, com domínio da língua portuguesa e inglesa. Não tendo sido encontradas divergências com o texto original, procedeu-se ao apuramento da versão portuguesa, a fim de se confirmar uma boa adaptação de cada item. Estes procedimentos são legítimos visto contribuírem para a melhoria a validade e precisão do instrumento, tornando a linguagem entendível, tendo em atenção as diferenças idiomáticas (Almeida & Freire, 2008; Cronbach, 1984).

2.3.2. Recolha de dados

Esta investigação foi autorizada pelo Conselho Científico da Faculdade de Ciências Humanas e Sociais (FCHS) da UAlg. O recrutamento de participantes seguiu critérios de conveniência. Os questionários foram preenchidos *online*, recorrendo à plataforma *EU Survey*. Todos os participantes assinalaram previamente um consentimento informado, onde foi explicitado os objetivos do estudo. Posteriormente, preencheram o questionário de caracterização sociodemográfica, de sintomatologia AS e o IBT. Os 32 cenários do IBT foram apresentados segundo quatro ordens distintas, para evitar efeitos de ordem. Para verificar a estabilidade temporal das respostas ao IBT, este questionário foi aplicado uma segunda vez a parte da amostra inicial ($n = 18.7\%$), com intervalo de aproximadamente 15 dias entre as duas aplicações.

2.3.2. Análise de dados

Os dados foram processados com os *softwares IBM SPSS e R*. A análise de itens, análise da fiabilidade (consistência interna e estabilidade temporal) e análise de validade (correlações) foi feita recorrendo-se ao *IBM SPSS*. Considerando a natureza métrica dos dados do IBT (respostas dicotómicas), a análise do instrumento foi feita com base nas correlações tetracóricas, que assume existir uma variável normal contínua latente (ou seja, viés de interpretação disposicional) subjacente às respostas binárias a cada item do IBT. As matrizes de correlação tetracórica foram calculadas com o pacote *psych R* (Ravelle, 2021). O pacote *lavaan R* (Rosseel, 2012) foi utilizado para a análise fatorial confirmatória do IBT, recorrendo-se ao procedimento de estimação categórico dos mínimos quadrados ponderados diagonalmente (*DWLS*).

Para avaliar a qualidade do ajustamento do modelo, usámos vários índices robustos, nomeadamente a estatística X^2 robusta e as versões robustas do Índice de Ajuste

Comparativo de Bentler (*CFI*), do Índice de Tucker-Lewis (*TLI*), da raiz quadrada média do erro de aproximação (*RMSEA*) e da raiz quadrada média residual padronizada (*SRMR*). A magnitude desses índices foi avaliada seguindo as recomendações de Hu e Bentler (1999), sendo considerado um bom ajustamento quando *CFI* e *TLI* tiverem valores são próximos ou superiores a 0.95, os valores de *RMSEA* próximos ou inferiores a 0.06 ou inferior; e os valores de *SRMR* próximos ou inferiores a 0.08 ou inferior. Se os valores *CFI* e *TLI* se situarem na faixa de 0.90 a 0.95 podem ser considerados indicativos de ajustamento aceitável do modelo (Brown, 2006).

3. Resultados

3.1. Análise da frequência e percentagens dos Itens do IBT de acordo com os seus domínios

Tabela 1. Viés de interpretação nos cenários IBT referentes ao domínio “lesões corporais imediatas”: frequência e percentagem de respostas negativas para a amostra total e entre sexos

Item	Amostra (n = 256)	Feminino (n = 196)	Masculino (n = 60)	Qui-quadrado (p)
IBT_BI_01: Saltas da cadeira, levas as mãos ao rosto e fazes um barulho alto.	38 (14.8%)	22 (11.2%)	16 (26.7%)	.003
IBT_BI_02: Consequências de longas horas de trabalho no computador e a tua condição no dia seguinte.	49 (19.1%)	40 (20.4%)	9 (15.0%)	.351
IBT_BI_03: Não consegues pedalar após um acidente de carro.	43 (16.8%)	31 (15.8%)	12 (20.0%)	.448
IBT_BI_04: Impacto de uma bola no teu rosto, deixando-o coberto de algo.	68 (26.6%)	55 (28.1%)	13 (21.7%)	.326
IBT_BI_05: Problema ao tentares pular um tronco e ficaste preso em algo.	87 (34.0%)	72 (36.7%)	15 (25.0%)	.093
IBT_BI_06: Reação a um som estrondoso enquanto caminhavas.	51 (19.9%)	39 (19.9%)	12 (20.0%)	.986
IBT_BI_07: Acidente ao descascares vegetais, resultando num corte.	214 (83.6%)	167 (85.2%)	47 (78.3%)	.209
IBT_BI_08: Ao conduzir, batestes no carro da frente.	37 (14.5%)	26 (13.3%)	11 (18.3%)	.329

De acordo com a Tabela 1, onde estão representados os cenários referentes a situações de “lesões corporais imediatas” (*BI*, “*body injury*”), observamos que o cenário IBT_BI_07 levou os participantes a fornecer uma elevada percentagem de respostas

expressando interpretações ameaçadoras (amostra total 83.6%). Nos cenários IBT_BI_04 e IBT_BI_05, também foram verificadas percentagens moderadas de interpretações ameaçadoras (26.6% e 34%, respetivamente). Por outro lado, os restantes cenários produziram índices reduzidos de interpretações ameaçadoras (variavam entre 14.5% e 19.9%).

No geral, estes resultados sugerem os cenários das situações BI captam diferentes níveis de tendências de viés de interpretação. Para avaliarmos a diferença entre sexos no que se refere à percentagem de respostas ameaçadora realizámos um teste qui-quadrado e verificámos a inexistência de diferenças significativas, com exceção do item IBT_BI_01 onde se observou uma superioridade de interpretações ameaçadoras por parte dos participantes masculinos (sexo feminino: 11.2%; sexo masculino: 26.7%).

Tabela 2. Viés de interpretação nos cenários IBT referentes ao domínio “doença de longo prazo”: frequência e percentagem de respostas negativas para a amostra total e entre sexos

Item	Amostra (n = 256)	Feminino (n = 196)	Masculino (n = 60)	Qui-quadrado (p)
IBT_IL_01: Marcaste consulta médica para discutir resultados dos exames, esperas quais serão as prováveis notícias.	59 (23.0%)	50 (25.5%)	9 (15.0%)	.091
IBT_IL_02: Um comprimido matinal faz parte do teu pequeno-almoço diário.	100 (39.1%)	77 (39.3%)	23 (38.3%)	.895
IBT_IL_03: Permaneces na cama às 10 da manhã de segunda-feira por uma razão específica.	48 (18.8%)	38 (19.4%)	10 (16.7%)	.637
IBT_IL_04: Sensação de fraqueza e estômago ruidoso.	22 (8.6%)	14 (7.1%)	8 (13.3%)	.134
IBT_IL_05: Deitado no sofá, sentes o corpo pesado e os olhos a fechar-se.	9 (3.5%)	4 (2.0%)	5 (8.3%)	.021
IBT_IL_06: Inchaço no pé torna difícil calçares os sapatos.	8 (3.1%)	6 (3.1%)	2 (3.3%)	.916
IBT_IL_07: Estás com respiração pesada e movimento rápido do peito.	35 (13.7%)	28 (14.3%)	7 (11.7%)	.605
IBT_IL_08: Olhos inchados ao acordar, tens dificuldade em abri-los.	75 (29.3%)	61 (31.1%)	14 (23.3%)	.246

No que se refere aos cenários do IBT relacionados com o domínio das “doenças de longo prazo” (*IL*, “*long term illness*”), o item IBT_IL_02 destacou-se, exibindo a mais elevada percentagem de respostas que expressaram interpretações ameaçadoras, atingindo 39.1%. Por sua vez, os cenários IBT_IL_08 (29.3%) e IBT_IL_01 (23.0%) revelaram percentagens moderadas de interpretações ameaçadoras. Enquanto isso, outros

cenários apresentaram índices mais baixos de interpretações ameaçadoras, variando de 18.8% a 3.1%. Este conjunto de cenários nunca chega a desencadear nível de interpretação de ameaça superiores a 50%.

No que diz respeito à análise de diferenças de género nas respostas ameaçadoras, os resultados do teste qui-quadrado destacaram o sexo feminino, tendencialmente com maior proporção de interpretações ameaçadoras comparativamente ao sexo masculino. No entanto, essa diferença só foi significativa para o item IBT_IL_05.

Tabela 3. Viés de interpretação nos cenários IBT referentes ao domínio “rejeição social”: frequência e percentagem de respostas negativas para a amostra total e para os dois sexos

Item	Amostra (n = 256)	Feminino (n = 196)	Masculino (n = 60)	Qui-quadrado (p)
IBT_SR_01: Após uma interação positiva com uma pessoa nova numa festa, quando ela te vê no dia seguinte sorri e sai rapidamente.	93 (36.3%)	81 (41.3%)	12 (20.0%)	.003
IBT_SR_02: Expectativa ao receberes uma notificação de comentário no Facebook	14 (5.5%)	9 (4.6%)	5 (8.3%)	.265
IBT_SR_03: Reação das pessoas ao fazeres um anúncio sobre um evento	78 (30.5%)	56 (28.6%)	22 (36.7%)	.233
IBT_SR_04: Impressões das pessoas após saíres com os novos amigos do teu/tua melhor amigo(a)	69 (27.0%)	51 (26.0%)	18 (30.0%)	.543
IBT_SR_05: Reações ao ouvires pessoas mencionar o teu nome	111 (43.4%)	88 (44.9%)	23 (38.3%)	.369
IBT_SR_06: Interpretação da atitude de alguém durante um almoço	121 (47.3%)	98 (50.0%)	23 (38.3%)	.113
IBT_SR_07: Perceção que tens da tua aparência após cortar o cabelo	88 (34.4%)	68 (34.7%)	20 (33.3%)	.846
IBT_SR_08: Reações dos outros após compartilhares a primeira história num grupo	73 (28.5%)	57 (29.1%)	16 (26.7%)	.717

Nos cenários do IBT relacionado com o domínio da “rejeição social” (SR, “*social sejection*”), destaca-se o item IBT_SR_06 por evocar uma percentagem significativa de respostas que manifestaram interpretações ameaçadoras (47.3% da amostra). Além disso, os restantes itens também exibiram percentagens de interpretações ameaçadoras próximas ou superiores a 30%. Apenas o item IBT_SR_02 apresentou um nível de interpretação ameaçadora substancialmente mais baixos (5.5%). Estes resultados sugerem que os itens do domínio SR parecem captar um nível relativamente homogéneo de tendências para interpretação ameaçadora.

Constatámos a ausência de diferenças estatisticamente significativas entre géneros em todos os itens, com a exceção do IBT_SR_01, onde se observou uma maior tendência para interpretações ameaçadoras por parte dos participantes do sexo feminino.

Tabela 4. Viés de interpretação nos cenários IBT referentes ao domínio “fracasso de desempenho”: frequência e percentagem de respostas negativas para a amostra total e para os dois sexos.

Item	Amostra (n = 256)	Feminino (n = 196)	Masculino (n = 60)	Qui-quadrado (p)
IBT_PF_01: Feedback do editor após submeteres um artigo para jornal local	54 (21.1%)	42 (21.4%)	12 (20.0%)	.812
IBT_PF_02: Expectativas para um teste surpresa do professor	143 (55.9%)	110 (56.1%)	33 (55.0%)	.878
IBT_PF_03: Perceção da reação dos outros ao expores um ponto de vista num debate	63 (24.6%)	55 (28.1%)	8 (13.3%)	.020
IBT_PF_04: Observação das reações dos outros ao seres o DJ numa festa	79 (30.9%)	63 (32.1%)	16 (26.7%)	.422
IBT_PF_05: Preparaste para um exame, mas tens dificuldades incomuns	130 (50.8%)	109 (55.6%)	21 (35.0%)	.005
IBT_PF_06: Experiência na audição para um filme	109 (42.6%)	87 (44.4%)	22 (36.7%)	.290
IBT_PF_07: Reação do chefe/professor durante um encontro na hora de almoço	79 (30.9%)	59 (30.1%)	20 (33.3%)	.635
IBT_PF_08: Reações dos outros após partilhares a primeira história num grupo	73 (28.5%)	57 (29.1%)	16 (26.7%)	.717

Quanto ao domínio “fracasso de desempenho” (PF, “*performance failure*”), destaca-se o cenário IBT_PF_02 por revelar uma significativa percentagem de respostas que expressam interpretações ameaçadoras, totalizando 55.9%. No entanto, todos os outros cenários apresentam valores elevados ou moderados de interpretação ameaçadora (entre 28.1% e 56.1%). Destacam-se os cenários IBT_PF_03 (24.6%) e IBT_PF_01 (21.1%) por mostraram índices mais baixos de interpretações ameaçadoras. Estes resultados indicam a existência de variação na tendência com os itens IBT captam níveis de interpretação no contexto do domínio de fracasso de desempenho.

Relativamente às diferenças de género, verificou-se uma tendência dos participantes do sexo feminino para interpretações ameaçadoras (à exceção do item IBT_PF_07); no entanto, as diferenças só foram significativas para dois itens, representando 55.6% das

respostas nesta categoria. Os participantes do sexo masculino, por outro lado, demonstraram uma percentagem menor de interpretações ameaçadoras, com 35.0%.

3.2. Associação entre os itens do IBT para cada um dos seus domínios

Procedeu-se em seguida à análise da correlação entre itens do IBT, para cada um dos seus domínios, com o objetivo de compreender o grau de associação existente entre itens. Dada a natureza dicotómica dos itens, recorreu-se ao cálculo das correlações tetracóricas, que assumem existir uma variável contínua subjacente à resposta “benigno vs. maligno” de cada item. Essa variável hipotética corresponderia ao viés de interpretação e, caso ultrapasse um determinado nível, o indivíduo irá escolher a modalidade “maligno” para responder ao item. O nível de viés necessário para dar a resposta “maligno” é estimado pelo valor “tau”, que se expressa em termos padronizados (pontuação z , com média 0 e desvio-padrão 1). Assim, este valor “tau” reflete (inversamente) as percentagens de respostas “maligno” dadas a cada item, apresentadas nas tabelas anteriores.

Tabela 5. Associação entre os oito itens referentes ao domínio IBT “Lesões físicas imediatas” (correlações tetracóricas e valor “tau”)

	IBT_BI_01	IBT_BI_02	IBT_BI_03	IBT_BI_04	IBT_BI_05	IBT_BI_06	IBT_BI_07	IBT_BI_08
IBT_BI_01	1.000							
IBT_BI_02	.10	1.000						
IBT_BI_03	.37	.10	1.000					
IBT_BI_04	.00	.24	.51	1.000				
IBT_BI_05	.00	.24	.18	.06	1.000			
IBT_BI_06	-.17	.20	.18	.36	.24	1.000		
IBT_BI_07	.17	.26	.30	.64	.39	.57	1.000	
IBT_BI_08	.11	-.01	.28	.16	.28	.15	.24	1.000
<i>Tau</i>	1.04	0.87	0.96	0.63	0.41	0.84	-0.98	1.06

De acordo com a Tabela 5, podemos observar que os itens IBT referentes ao domínio “lesões físicas imediatas” correlacionam de forma positiva entre si, o que sugere terem os participantes respondido com alguma coerência a este tipo de itens. No entanto, a magnitude das correlações é reduzida ou moderada, variando maioritariamente entre .20 e .50. Por outro lado, encontram-se correlações nulas e mesmo negativas, envolvendo

sobretudo o item IBT_BI_01 (com os itens IBT_BI_04, IBT_BI_05 e IBT_BI_06) e os itens IBT_BI_02 e IBT_BI_01. As correlações negativas indicam que os respondentes tendem a reagir de forma contrária aos itens. De uma forma muito genérica, pode-se destacar os itens IBT_BI_07 e IBT_BI_03 por serem aqueles que se correlacionam de forma mais intensa com os restantes itens deste domínio. O item IBT_BI_04 revela-se fortemente correlacionado com IBT_BI_07 ($r = 0.64$), o que pode sugerir uma proximidade entre estes dois cenários específicos. No que respeita aos valores de tau, verifica-se que para dar uma resposta “maligna” aos itens IBT_BI_01 e IBT_BI_08 é necessário ter um nível de viés que se situe cerca de um desvio-padrão acima da média ($\tau > 1$). Pelo contrário, níveis muito reduzidos de viés bastam para dar uma interpretação maligna ao cenário apresentado pelo item IBT_BI_07 (nível de viés um desvio-padrão abaixo da média; $\tau = -0,98$). A gama de valores “tau”, tal como as percentagens de interpretações malignas descritas na Tabela 5, sugere que um gradiente alargado de viés de interpretação pode ser capturado pelo IBT no domínio das “lesões físicas imediatas” (entre um desvio-padrão abaixo da média e um desvio-padrão acima da média).

Tabela 6. Associação entre itens referentes ao domínio IBT “Doença de longo prazo”

	IBT_IL_01	IBT_IL_02	IBT_IL_03	IBT_IL_04	IBT_IL_05	IBT_IL_06	IBT_IL_07	IBT_IL_08
IBT_IL_01	1.000							
IBT_IL_02	.26	1.000						
IBT_IL_03	.34	.23	1.000					
IBT_IL_04	.22	.09	.23	1.000				
IBT_IL_05	-.01	.31	.34	.29	1.000			
IBT_IL_06	.71	.12	.26	.32	.32	1.000		
IBT_IL_07	.31	.06	.21	.20	-.06	.35	1.000	
IBT_IL_08	.27	.11	.12	.17	-.10	.37	.18	1.000
<i>Tau</i>	0.74	0.28	0.89	1.37	1.81	1.86	1.10	0.54

Os itens referentes ao domínio “doença de longo prazo” apresentam correlações maioritariamente positivas entre si (Tabela 6), sugerindo uma tendência de respostas coerentes por parte dos participantes. A magnitude dessas correlações pode ser considerada reduzida ou moderada (maioritariamente, $.09 \leq r \leq .37$), indicando que as relações entre os itens não são particularmente fortes.

Importa destacar a presença de algumas correlações negativas entre o item IBT_IL_P05 e os itens IBT_IL_01, IBT_IL_07 e IBT_IL_08, embora de magnitude reduzida ($-.10 \leq r \leq -.01$). Destaque-se a correlação de .71 entre os itens IBT_IL_01 e IBT_IL_06. A gama de valores tau restringe-se a valores positivos e por vezes superiores a 1, indicando que a adoção de interpretações ameaçadoras neste tipo de cenário (doenças a longo prazo) exige um nível de viés superior à média.

Tabela 7. Associação entre itens referentes ao domínio IBT “Rejeição social”

	IBT_SR_01	IBT_SR_02	IBT_SR_03	IBT_SR_04	IBT_SR_05	IBT_SR_06	IBT_SR_07	IBT_SR_08
IBT_SR_01	1.000							
IBT_SR_02	.17	1.000						
IBT_SR_03	.17	.07	1.000					
IBT_SR_04	.47	.39	.40	1.000				
IBT_SR_05	.35	.17	.31	.51	1.000			
IBT_SR_06	.11	-.15	.28	.04	.24	1.000		
IBT_SR_07	.48	.45	.43	.58	.34	.06	1.000	
IBT_SR_08	.36	.45	.39	.72	.40	.16	.54	1.000
<i>Tau</i>	0.35	1.60	0.51	0.61	0.17	0.07	0.40	0.57

Relativamente aos itens do domínio “rejeição social” do IBT, predominam correlações positivas e de intensidade moderada, o que indica um grau considerável de coerência nas respostas dos participantes (Tabela 7). Destaca-se apenas duas correlações próximas de zero e uma correlação negativa (entre os itens IBT_SR_02 e IBT_SR_06). Os itens IBT_SR_07 e IBT_SR_08 destacam-se como aqueles que apresentam correlações particularmente intensas com os demais itens na tabela. Esta forte associação sugere que estes itens desempenham um papel significativo como indicadores do traço de viés interpretativo subjacente às respostas dos participantes neste domínio SR.

Os itens mais fortemente correlacionados são IBT_SR_04 e IBT_SR_08, com um coeficiente tetracórico substancial de 0.72. Também neste domínio os valores tau são sempre positivos, mas apenas uma vez superiores a 1, indicando que a adoção de interpretações ameaçadoras neste tipo de cenário (rejeição social) exige tendencialmente um nível médio de viés

Tabela 8. Associação entre itens referentes ao domínio IBT “Fracasso de desempenho”

	IBT_PF_01	IBT_PF_02	IBT_PF_03	IBT_PF_04	IBT_PF_05	IBT_PF_06	IBT_PF_07	IBT_PF_08
IBT_PF_01	1.000							
IBT_PF_02	.38	1.000						
IBT_PF_03	.44	.44	1.000					
IBT_PF_04	.46	.33	.46	1.000				
IBT_PF_05	.42	.63	.37	.33	1.000			
IBT_PF_06	.55	.35	.40	.47	.26	1.000		
IBT_PF_07	.52	.47	.32	.26	.48	.15	1.000	
IBT_PF_08	.61	.36	.37	.53	.29	.59	.53	1.000
<i>Tau</i>	0.80	-0.15	0.69	0.50	-0.02	0.19	0.50	0.38

Os itens do domínio “fracasso de desempenho” demonstram correlações positivas entre si, com magnitude variando de moderada a alta ($.26 \leq r \leq .63$), o que aponta para um grau significativo de coerência nas respostas dos participantes (Tabela 8). É de salientar que neste domínio não foram identificadas correlações negativas ou nulas. No conjunto destaca-se o par de itens IBT_PF_02 e IBT_PF_05, por exibir a correlação mais intensa ($r = .63$), e o par IBT_PF_02 e IBT_PF_07, por exibir a correlação mais baixa ($r = .15$). Neste domínio, o coeficiente tau oscila entre valores ligeiramente negativos e valores positivos inferiores a 1, indicando que a adoção de interpretações ameaçadoras neste tipo de cenário (rejeição social) exige um nível médio de viés médio.

3.3. Análise Fatorial Confirmatória

Para avaliar a estrutura do IBT, realizámos uma análise fatorial confirmatória onde testámos três modelos diferentes: (1) um modelo de fator único, (2) um modelo de quatro fatores com fatores correlacionados, (2a) e um modelo de quatro fatores com fator de 2ª ordem.

Tabela 9. Modelos métricos para a versão portuguesa do *Interpretation Bias Test* (IBT): Índices de ajustamento

Modelo	X^2	Gf	p	CFI	TLI	$RMSEA$
Fase confirmatória						
1. Um fator	653.6	464	< .001	.778	.763	.043 [.035, .050]
2. Quatro fatores	593.1	458	< .001	.843	.830	.036 [.027, .044]
2a. Quatro fatores com fator de 2ª ordem	599.9	460	< .001	.838	.825	.037 [.028, .045]
Fase exploratória						
3. Quatro fatores com erros correlacionados e recolocação de um item	536.5	454	.005	.904	.895	.028 [.017, .038]
3a. Quatro fatores com erros correlacionados e recolocação de um item com fator de 2ª ordem	543.7	546	.003	.898	.832	.029 [.018, .038]
4. Modelo reduzido (21 itens): três fatores e fator de 2ª ordem	231.3	186	.013	.923	.913	.034 [.016, .047]

Nota. X^2 = qui-quadrado; Gf = graus de liberdade; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice Tucker-Lewis; $RMSEA$ = erro médio quadrático de aproximação

Modelo 1. Apesar de a maioria dos itens apresentarem saturações significativas no fator geral (com exceção para 11 itens), o modelo não se revelou ajustado. As respostas aos diferentes itens não podem ser explicadas por uma única dimensão que corresponderia a uma predisposição genérica para o viés de interpretação. A atribuição de respostas enviesadas parece depender do contexto.

Modelo 2. A inclusão de quatro dimensões propostas pelos autores originais do IBT melhora claramente o ajustamento do modelo ($\Delta X^2 = 60.5$, $gl = 6$, $p < .001$). No entanto, os indicadores de ajustamento mostram que estas quatro dimensões, tal como especificadas, não explicam satisfatoriamente a variabilidade das respostas. Todos os itens têm saturações positivas nos fatores associados. No entanto, nenhum dos itens associados ao fator BI (“Lesões físicas imediatas”) tem saturação significativa, embora os níveis de significância sejam próximos de .05 ($.061 < p < .097$; saturações entre .15 e .45). Todos os itens associados ao fator IL (doença longa duração) revelam saturações significativas ($p < .050$; saturações entre .22 e .59), com exceção do item IBT_IL_05 (saturação = .05, $p = .646$). Todos os itens associados ao fator SR são significativos ($p < .012$; saturações entre .18 e .62, sendo os itens IBT_SR_02 e IBT_SR_06 os menos fortemente saturados). Também todos os itens associados ao fator PF são significativos ($p < .001$; saturações entre .45 e .58).

De acordo com este modelo, as correlações estimadas entre fatores são positivas, destacando-se a correlação forte entre SR e PF ($r = .89$), sendo as restantes moderadas (entre .50 e .62).

Modelo 2a. A inclusão de um fator de segunda ordem para explicar as correlações entre os quatro fatores provoca, como expetável, uma diminuição no ajustamento do modelo. Embora essa diferença seja significativa ($\Delta X^2 = 6.8$, $gl = 2$, $p = .0183$), a sua manifestação nos outros indicadores de ajustamento é reduzida (ΔCFI e $\Delta TLI \sim .005$). Assim, a questão de a inter-relação entre os quatro fatores ser ou não explicável por um único fator genérico de viés não fica cabalmente esclarecida.

De qualquer forma, uma mais detalhada especificação da estrutura de segunda ordem (um ou dois fatores genéricos de viés) nunca poderá melhorar o ajustamento do Modelo 2, pelo que nos passos seguintes procurou-se compreender as razões do não ajustamento.

A análise dos índices de modificação sugere que se acrescente ao modelo a correlação os resíduos dos itens 2 e 5 e dos itens 6 e 7 da escala PF e dos itens 3 e 4 da escala BI. As correlações são negativas e significativas, de magnitude moderada-reduzida (itens PF 2 e 5: $r = .30$; itens PF 6 e 7: $r = -.27$; itens BI 3 e 4: $r = .22$). A inclusão destas correlações produz uma melhoria significativa no modelo, mas o seu ajustamento continua a ser sub-ótimo (ΔCFI e ΔTLI inferiores a 0.9). Os índices de modificação

sugerem ainda que o item IBT_PF_03 se passe a associar também ao fator SR e o item IBT_SR_06 se associe ao fator BI.

Considerando não ter havido ajustamento satisfatório dos modelos teoricamente previstos, procede-se agora ao depuramento do Modelo 2, iniciando-se assim uma fase mais exploratória da estrutura fatorial da versão portuguesa do IBT.

O Modelo 3 inclui as recomendações dos índices de modificação e apresenta um ajustamento claramente superior face ao Modelo 2, sendo satisfatórios os indicadores de ajustamento ($CFI \sim .9$, $TLI \sim .9$ e $RMSEA \sim .03$).

Testou-se em seguida a inclusão do fator de segunda ordem neste modelo depurado (Modelo 3a). A diminuição na qualidade do ajustamento é outra vez significativa ($\Delta X^2 = 7.2$, $gl = 2$, $p = .027$) e, embora a diferença nos outros indicadores seja reduzida ($\Delta CFI \sim .01$ e $\Delta TLI \sim .06$), é suficiente para o ajustamento não poder ser considerado satisfatório. Mais uma vez, a heterogeneidade das quatro dimensões de viés não parece ser compatível com uma única dimensão genérica de viés. Possíveis ajustes posteriores ao Modelo 3a incluem eliminar a associação entre o item IBT_PF_03 e o fator PF e a eliminação do item IBT_IL_05, por não serem significativas com os fatores a que inicialmente estavam alocados. Estas alterações não têm consequência relevante nos indicadores de ajustamento do modelo ($CFI \sim .9$, $TLI \sim .9$ e $RMSEA \sim .03$).

Como proposta para o modelo final para o IBT, Modelo 4, sugere-se a eliminação do domínio BI (uma vez que nenhum dos itens parece estar articulado de forma consistente com um fator comum subjacente), a eliminação item IBT_PF_03 (pela sua ambiguidade e ligação preferencial ao domínio SR), a eliminação do item IBT_IL_05 por não se associar ao domínio IL e a eliminação do item IBT_SR_06 por ser o que apresenta menor saturação no domínio SR e pela sua potencial associação ao fator BI. Nesta solução mantém-se um número equilibrado de itens por domínio (sete itens). Finalmente, inclui-se o fator de segunda ordem. Este modelo encontra-se ajustado ($X^2 = 231.3$, $p = .013$; $CFI > .9$; $TLI > .9$; $RMSEA \sim .03$). A saturação dos itens do domínio PF é sempre positiva e significativa ($p < .001$, variando entre .45 e .62). O mesmo se passa com os itens do domínio SR ($p < .01$, variando entre .25 e .69). No caso dos itens do domínio IL, também são todos positivos e significativo ($p < .05$; variando entre .23 e .64), à exceção do item IBT_IL_04 que é marginalmente significativo ($p = .057$).

O fator de 2ª ordem influencia de positiva e significativamente os três fatores de primeira ordem, com saturações que rondam .9 para os fatores SF e PF e uma saturação moderada para o fator IL (~ .6). O Modelo 4 e as saturações dos 21 itens selecionados nos respectivos fatores apresenta-se na Figura 1.

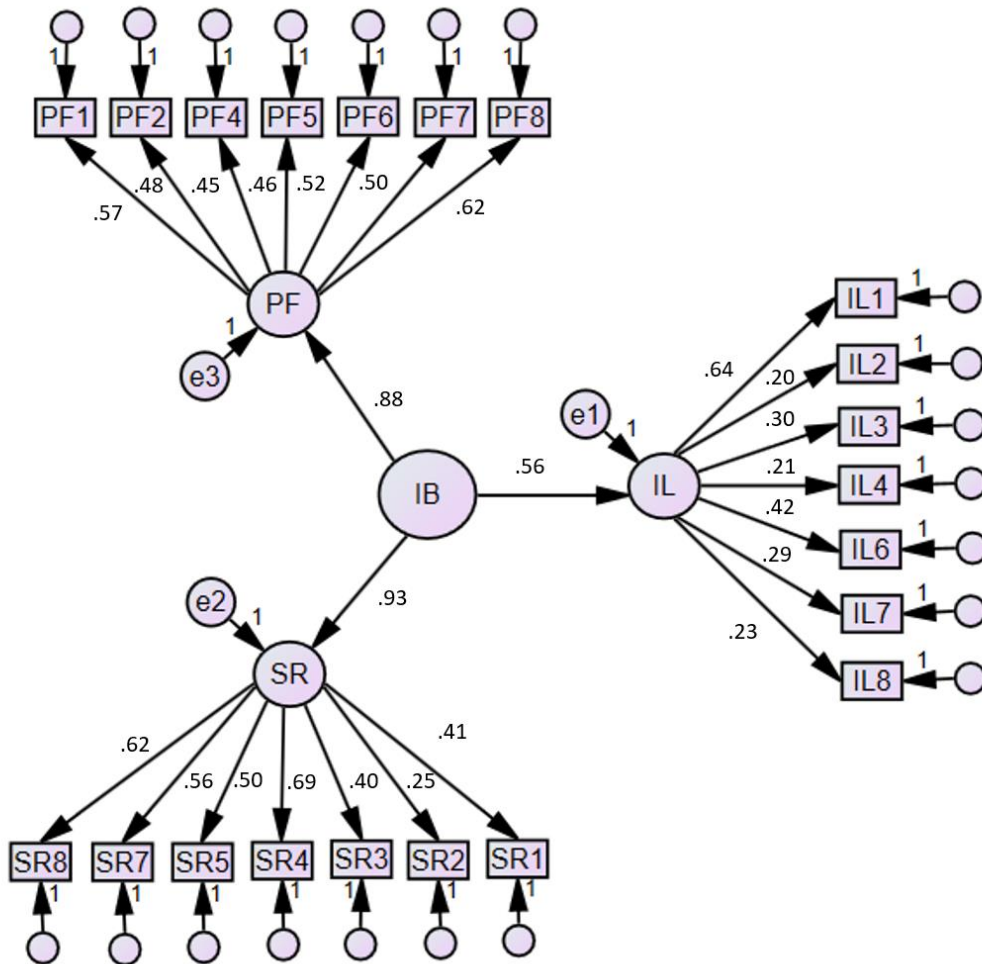


Figura 1. Modelo tridimensional proposto para a versão reduzida do IBT

3.4. Fiabilidade

Os coeficientes *alpha de Cronbach* para a pontuação total do IBT e para a pontuação da subescala relativa ao contexto de “fracasso de desempenho” indicaram níveis adequados consistência interna (IBT total: $\alpha = .78$; PF: $\alpha = .73$), enquanto o nível de consistência interna para a subescala relativa ao contexto de “rejeição social” foi ligeiramente inferior ao aceitável (SR; $\alpha = .63$). Relativamente à subescala “Doença longo termo”, a fiabilidade foi reduzida ($\alpha = .43$).

Relativamente à estabilidade temporal, procedeu-se à correlação entre os resultados obtidos na primeira aplicação do IBT e numa segunda aplicação, realizada cerca de 15 dias depois, por um conjunto de 18 participantes (72% sexo feminino, idade: $30.8 \pm 11,6$ anos; Escolaridade: $13,8 \pm 2,5$ anos). Os coeficientes de correlação do teste-reteste foram positivos e indicam que as medidas proporcionadas pelo IBT têm um nível estabilidade temporal satisfatório: IBT total: $r = 0,49$ ($p = .039$); IBT-IL: $r = 0,50$ ($p = .036$); IBT-SR: $r = 0,63$ ($p = .005$); IBT-PF: $r = 0,73$ ($p < .001$).

3.5. Validade Convergente:

A validade das medidas IBT foi avaliada através da sua convergência com a escala SIAS, uma medida de Ansiedade Social. Os coeficientes de correlação resultados indicam uma associação positiva significativa entre a SIAS e as quatro pontuações obtidas pelo IBT. O IBT total apresenta uma correlação positiva moderada ($r = .60$, $p < .001$) com a escala de Ansiedade Social. As subescalas SR “Rejeição Social” ($r = 0,58$, $p < .001$) e PF “Fracasso de desempenho” ($r = 0,51$, $p < .001$) estão também associadas de forma moderada e significativa com a escala SIAS. No entanto, a associação entre subescala IL “Doença prolongada” e a SIAS foi positiva e significativa, mas de magnitude reduzida ($r = 0,26$, $p < .001$). Estes resultados indicam uma convergência entre níveis de viés de interpretação e de ansiedade social; sendo esta uma relação teoricamente esperada entre os dois constructos, considera-se ser um indicador favorável à validade das medidas proporcionadas pela versão portuguesa do IBT.

3.6. Distribuição das pontuações IBT e sua associação com características individuais dos participantes

A Tabela 10 apresenta algumas características distribucionais das quatro pontuações do IBT. A ocorrência de viés está mais presente nos cenários PF e SR. As distribuições têm assimetria positiva, devido a uma concentração dos participantes nos níveis inferiores das escalas.

Tabela 10. Estatísticas descritivas das medidas IBT

	Mín-Máx	Média ± DP	Assim	Curtose
IBT Total	0 – 81.0%	29.0 ± 19.0	0.58	-0.02
IBT IL	0 – 85.7%	19.4 ± 18.1	1.09	1.22
IBT SR	0 – 100%	29.4 ± 26.0	0.67	-0.88
IBT PF	0 – 100%	38.2 ± 28.8	0.48	-0.55

Para compreender se os níveis de viés se associavam a características sociodemográficas dos participantes, fomos analisar as associações as medidas IBT e as variáveis sexo, idade e escolaridade. Observámos uma associação negativa e significativa entre a variável idade e o IBT-Total ($r = -.27, p < .001$), assim como entre a Idade e as sub-escalas IBT- SR ($r = -.25, p < .001$) e IBT-PF ($r = -.28, p < .001$). Estes resultados indicam que quanto mais novos são os participantes menor é o viés de interpretação; no entanto, a magnitude desta associação é reduzida (sempre inferior a .3). As correlações com o sexo ($-.08 \leq r \leq -.04$) e com a idade ($-.08 \leq r \leq .05$) não se revelaram significativas.

3. Discussão

O viés de interpretação desempenha um papel significativo na etiologia de algumas psicopatologias, incluindo a ansiedade social (Heinberg et al. 2014; Chen et al., 2018). No entanto, existe uma escassez de instrumentos fiáveis que consigam captar este viés, principalmente em Portugal. Neste contexto, este estudo teve como objetivo avaliar as propriedades psicométricas de uma versão adaptada de uma tarefa de cenário ambíguo, conhecida como Tarefa de Viés de Interpretação (IBT), que avalia interpretações benignas e negativas em quatro domínios específicos: lesão corporal imediata, doença de longa duração, rejeição social e falha de desempenho.

Num primeiro momento, procedemos a uma análise ao nível do item, considerando a percentagem de respostas indicadoras de ameaça das aos 32 itens do IBT. No que se refere ao domínio *IBT_Lesões imediatas* (BI), observámos que, no geral, os participantes apresentaram interpretações ameaçadoras em diversos cenários, com destaque para o item *IBT_BI_07 “acidente ao descascares vegetais resultando num corte”*. A menção de um corte pode despertar o medo de sangramento, o que pode ser percebido como uma ameaça à integridade física e à saúde. Houve diferenças significativas de interpretação entre sexos, com os participantes masculinos a apresentar uma maior proporção de interpretações ameaçadoras no item *IBT_BI_01 “saltas da cadeira, levás as mãos ao rosto e fazes um barulho alto”*.

No domínio *IBT_Doenças de longo prazo*, observamos no cenário “*um comprimido matinal faz parte do teu pequeno-almoço diário*” que a maioria das respostas foram interpretadas como ameaçadoras, representando 39.1% das respostas. Nos cenários “*olhos inchados ao acordar, tens dificuldade em abri-los*” e “*marcaste uma consulta médica para discutir resultados dos exames, esperas quais serão as novidades*”, essas interpretações foram mais moderadas, com percentagens de 29.3% e 23.0%, respetivamente. Além disso, observou-se que as mulheres tiveram uma proporção maior de interpretações ameaçadoras, representando 25.5% das respostas, sendo esta percentagem vinculada ao segundo cenário anteriormente mencionado. Uma possível explicação poderá estar relacionada com expectativas sociais sobre o papel das mulheres na gestão da saúde e cuidado próprio que podem influenciar como interpretam situações relacionadas a questões médicas.

No que se refere ao domínio IBT *Rejeição Social* (SR), observámos que no cenário IBT_SR_06 foi atribuída a maior percentagem de respostas ameaçadoras (47.3%), seguidas dos cenários IBT_SR_03, IBT_SR_01 e IBT_SR_07 (38.5%, 36.3% e 34.4%, respetivamente). Foram registadas diferenças entre sexos no cenário IBT_SR_01, com uma maior percentagem de interpretações ameaçadoras por parte das participantes femininas (41.3%) em comparação com os participantes masculinos (20.0%).

No IBT_ fracasso de desempenho, os cenários IBT_PF_02 e IBT_PF_05 apresentaram as maiores percentagens de interpretações ameaçadoras, com 55.9% e 50.8%, respetivamente. Verificámos uma tendência significativa das participantes femininas para mais interpretações ameaçadoras nos itens IBT_PF_03 e IBT_PF_05.

Uma possível justificação para a superioridade feminina em muitos domínios pode ser encontrada na literatura sobre as diferenças de interpretação e respostas à ameaça entre homens e mulheres. Estudos têm sugerido que as mulheres são mais propensas a interpretar situações como ameaçadoras e a se sentirem mais vulneráveis, tanto em termos de ameaça física como de desempenho social.

Alguns autores como Taylor et al. (2000) mostraram que as mulheres têm uma maior tendência a interpretar eventos ambíguos como ameaçadores, sendo mais propensas a identificar sinais de perigo e a se preocuparem com as possíveis consequências negativas. Além disso, estudos como o de Mezulis et al. (2004) indicam que as mulheres são mais propensas a relatar ansiedade e medo em resposta à ameaça do que os homens.

Essa diferença na interpretação da ameaça pode ter implicações no desempenho em diferentes domínios. Por exemplo, em termos de desempenho social, a maior sensibilidade das mulheres para sinais de ameaça pode levá-las a serem mais conscientes do seu comportamento, a preocuparem-se mais com a avaliação social e a adotar estratégias defensivas para evitar críticas ou rejeição (Kring & Gordon, 1998).

Num segundo momento, procedeu-se à análise das associações entre os itens do IBT para cada um dos seus domínios. De um modo geral, os resultados mostram que os itens relacionados a cada um dos domínios do IBT apresentam, na sua maioria, correlações positivas entre si, indicando uma coerência de respostas dos participantes. As correlações variam em magnitude, mas geralmente são moderadas. Nos domínios BI e IL as correlações eram maioritariamente positivas, mas verifica-se também correlações nulas ou negativas, o que sugere pouco coerência interna deste grupo de itens.

Já nos domínios SR e, sobretudo, PF, as correlações já são moderadas e mesmo fortes, sugerindo maior consistência no padrão de respostas aos itens. Alguns itens apresentam correlações negativas, indicando interpretações opostas dos cenários. Em certos domínios os itens apresentam diferentes graus de sensibilidade e noutros casos, os itens são sensíveis a níveis mais homogêneos de viés.

Para avaliar a estrutura do IBT, realizamos uma análise fatorial confirmatória onde comparámos quatro modelos de medição diferentes. Como proposta para o modelo final para o IBT, o modelo 4, sugerimos a eliminação do domínio *IBT_Lesões imediatas* (IL), uma vez que nenhum dos itens parecia estar articulado de forma consistente com um fator comum subjacente. Procedemos também à eliminação do item IBT_PF_03 “*perceção da reação dos outros ao expores um ponto de vista num debate*” porque detetamos alguma ambiguidade e ligação preferencial ao domínio rejeição social. O item parece estar mais centrado nas interações sociais (reações dos outros durante um debate) do que na avaliação do próprio desempenho. A preocupação com a rejeição social costuma ser mais relevante em contextos que envolvem exposição de opiniões do que a falha de desempenho estrito. Optámos também pela eliminação do item “*deitado no sofá, sentes o corpo pesado e os olhos a fechar-se*” por não se associar ao domínio IL. A eliminação do item IBT_PF_06 por ser o que apresenta menor saturação no domínio PF.

Desta forma, depois destas alterações restaram 21 itens distribuídos por três diferentes domínios (Doença de longo termo; Rejeição Social e Falha de Desempenho), mantendo-se um número equilibrado de itens por domínio (sete itens). Finalmente, incluiu-se o fator de segunda ordem, tendo sido possível ajustar finalmente o modelo.

A análise de consistência interna revelou coeficientes de confiabilidade de aceitáveis a bons para a pontuação total do IBT e para duas das subescalas (rejeição social e falha de desempenho), com uma consistência interna global de $\alpha = .78$. No entanto, a subescala de "Doença a Longo Prazo" mostrou baixos níveis de consistência interna ($\alpha = .43$).

Como análise da validade convergente, fomos associar as respostas do IBT total e por domínio (IL, SR e PF) com a escala de ansiedade social (SIAS). O IBT total mostrou uma correlação moderada e positiva com a Ansiedade Social. As subescalas SR e PF também apresentaram associações moderadas e significativas com a SIAS, apenas a subescala IL mostrou uma associação positiva, porém fraca. Este resultado indica que construtos teoricamente associados, como é o caso do viés de interpretação e ansiedade social,

deverão estar estatisticamente associados com respostas dos participantes consistentes entre medidas.

Por último, fomos analisar as associações entre variáveis sociodemográficas e o IBT, observando-se uma associação negativa e significativa entre a idade dos participantes e o IBT total, bem como com as subescalas de Rejeição Social e Falha de Desempenho. Isso sugere que participantes mais jovens têm um viés de interpretação menor. Pessoas mais jovens podem ter menos experiências de vida negativas que poderiam moldar interpretações enviesadas. A falta de experiências negativas pode contribuir para uma visão menos ameaçadora do mundo.

Em suma, apesar desta versão portuguesa do IBT não ter confirmado a estrutura original de quatro domínios julgamos que, à semelhança de estudos de validação anteriores, este instrumento é adequado para medir vieses de interpretação em adultos portugueses. Esta nova adaptação pode ser útil no estudo e na compreensão dos vieses cognitivos relacionados com a ansiedade social em Portugal.

No entanto, apesar dos consistentes resultados, este estudo não está isento de limitações. Em primeiro lugar, a amostra utilizada é muito homogénea no que se refere às habilitações académicas o que pode dificultar a generalização dos resultados. Seria interessante replicar o estudo em diferentes grupos sociais e culturais assim como em amostras clínicas. Em segundo lugar, a análise das associações entre o viés de interpretação e os sintomas de ansiedade social poderia ter sido mais aprofundada. Este estudo menciona que níveis elevados de ansiedade social se associaram a interpretações negativas de rejeição social e falha de desempenho, mas não explora possíveis explicações para esta relação.

Apesar destas considerações, os resultados sugerem a utilidade deste instrumento para medir vieses cognitivos relacionados com a ansiedade social e reforçam o fundamento conceptual de que o viés de interpretação para a ameaça se inscreve em diferentes domínios associados a ameaças à saúde ao contexto social e ao desempenho.

Referências Bibliográficas

- Aguiar, A., Maia, I., Duarte, R., & Pinto, M. (2022). The other side of COVID-19: Preliminary results of a descriptive study on the COVID-19-related psychological impact and social determinants in Portugal residents. *Journal of Affective Disorders Reports*, 7, 100294. <https://doi.org/10.1016/j.jadr.2021.100294>
- Amir, N., Prouvost, C., & Kuckertz, J. M. (2012). Lack of a benign interpretation bias in social anxiety disorder. *Cognitive Behaviour Therapy*, 41(2), 119–129. <https://doi.org/10.1080/16506073.2012.662655>
- Barlow, D. H. (2002). *Anxiety and its disorders: The nature and treatment of anxiety and panic* (2^a ed.). Guilford Press.
- Chan, F. H. F., Jackson, T., Hsiao, J. H., Chan, A. B., & Barry, T. J. (2020). The interrelation between interpretation biases, threat expectancies and pain-related attentional processing. *European Journal of Pain*, 24(10), 1956–1967. <https://doi.org/10.1002/ejp.1646>
- Chan, F. H. F., Suen, H., Chan, A. B., Hsiao, J. H., & Barry, T. J. (2021). The effects of attentional and interpretation biases on later pain outcomes among younger and older adults: A prospective study. *European Journal of Pain*. <https://doi.org/10.1002/ejp.1853>
- Chen, J., Milne, K., Dayman, J., & Kemps, E. (2018). Interpretation bias and social anxiety: Does interpretation bias mediate the relationship between trait social anxiety and state anxiety responses? *Cognition and Emotion*, 33(4), 630–645. <https://doi.org/10.1080/02699931.2018.1476323>
- Chen, J., Short, M., & Kemps, E. (2020). Interpretation bias in social anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, 276, 1119–1130. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.07.121>
- Chen, Y. P., Ehlers, A., Clark, D. M., & Mansell, W. (2002). Patients with generalized social phobia direct their attention away from faces. *Behaviour Research and Therapy*, 40(6), 677–687. [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(01\)00086-9](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(01)00086-9)
- Clark, D. A., & Beck, A. T. (2009). *Cognitive therapy of anxiety disorders: Science and practice*. Guilford Publications.

- Heeren, A., Mogoșe, C., Philippot, P., & McNally, R. J. (2015). Attention bias modification for social anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review, 40*, 76–90. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2015.06.001>
- Hezel, D. M., & McNally, R. J. (2014). Theory of mind impairments in social anxiety disorder. *Behavior Therapy, 45*(4), 530–540. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2014.02.010>
- Kring, A. M., & Gordon, A. H. (1998). Sex differences in emotion: Expression, experience, and physiology. *Journal of Personality and Social Psychology, 74*(3), 686–703.
- Lau, J. Y. F., Badaoui, M., Meehan, A. J., Heathcote, L. C., Barker, E.D., & Rimes, K. A. (2020). Assessing the content specificity of interpretation biases in community adolescents with persistent and interfering pain. *Pain, 161*(2), 319–327.
- Lazarov, A., Abend, R., & Bar-Haim, Y. (2016). Social anxiety is related to increased dwell time on socially threatening faces. *Journal of Affective Disorders, 193*, 282–288. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2016.01.007>
- Mezulis, A. H., Abramson, L. Y., Hyde, J. S., & Hankin, B. L. (2004). Is there a universal positivity bias in attributions? A meta-analytic review of individual, developmental, and cultural differences in the self-serving attributional bias. *Psychological Bulletin, 130*(5), 711–747.
- Morris, L., & Mansell, W. (2018). A systematic review of the relationship between rigidity/flexibility and transdiagnostic cognitive and behavioral processes that maintain psychopathology. *Journal of Experimental Psychopathology, 9*(3), 204380871877943. <https://doi.org/10.1177/2043808718779431>
- Morrison, A. S., & Heimberg, R. G. (2013). Attentional control mediates the effect of social anxiety on positive affect. *Journal of Anxiety Disorders, 27*(1), 56–67. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2012.10.002>
- Revelle, W. (2021). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Northwestern University, Evanston, Illinois. R package version 2.1.9, <https://CRAN.R-project.org/package=psych>.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>

- Stein, M. B., & Stein, D. J. (2008). Social anxiety disorder. *The Lancet*, *371*(9618), 1115–1125. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(08\)60488-2](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(08)60488-2)
- Stopa, L., & Clark, D. M. (2000). Social phobia and interpretation of social events. *Behaviour Research and Therapy*, *38*(3), 273–283. [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(99\)00043-1](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(99)00043-1)
- Taylor, S. E., Lerner, J. S., Sherman, D. K., Sage, R. M., & McDowell, N. K. (2003). Portrait of the self-enhancer: well-adjusted and well liked or maladjusted and friendless? *Journal of Personality and Social Psychology*, *84*(2), 165–176.
- Turk, C. L., Heimberg, R. G., Luterek, J. A., Mennin, D. S., & Fresco, D. M. (2005). Emotion dysregulation in generalized anxiety disorder: A comparison with social anxiety disorder. *Cognitive Therapy and Research*, *29*(1), 89–106. <https://doi.org/10.1007/s10608-005-1651-1>
- Wong, Q. J. J., & Rapee, R. M. (2016). The aetiology and maintenance of social anxiety disorder: A synthesis of complementary theoretical models and formulation of a new integrated model. *Journal of Affective Disorders*, *203*, 84–100. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2016.05.069>
- Yoon, K. L., Kutz, A. M., LeMoult, J., & Joormann, J. (2016). Working memory in social anxiety disorder: better manipulation of emotional versus neutral material in working memory. *Cognition and Emotion*, *31*(8), 1733–1740. <https://doi.org/10.1080/02699931.2016.1257482>