

Validação de escala para avaliação das crenças acerca da escrita de estudantes de ensino superior¹

Daniela Cortesão², Maria Paula Paixão³, Isabel Festas⁴ e José Tomás Silva⁵

Resumo

O presente estudo centra-se na validação de uma nova escala para avaliar crenças sobre a escrita no Ensino Superior. A partir de uma análise de conteúdo de textos de estudantes universitários e com base no quadro teórico das teorias implícitas de Carol Dweck e colaboradores, foi desenvolvida uma escala do tipo Likert com 27 itens que distingue crenças fixistas, incrementais e mistas. Aplicada a 276 estudantes, a análise dos dados indicou que o modelo mais ajustado exclui as crenças mistas e que a maioria dos participantes manifesta crenças incrementais, independentemente do sexo. A escala validada constitui um instrumento promissor para aprofundar o estudo das crenças sobre a escrita e para orientar intervenções educativas que visem superar dificuldades persistentes nesta área.

Palavras-chave: crenças; escrita; escala; ensino superior.

1 Este estudo foi financiado pela Fundação para a Ciência e Tecnologia através de uma bolsa de Doutoramento (ref. 2021.05598.BD) DOI: <https://doi.org/10.54499/2021.05598.BD>

2 Universidade de Coimbra, Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Coimbra, Portugal. Email: dcortesao@student.uc.pt. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9809-2737>

3 Universidade de Coimbra, Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Center for research in Neuropsychology and Cognitive and Behavioral Intervention (CINEICC), Coimbra, Portugal. Email: mppaixao@fpce.uc.pt. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3373-8461>

4 Universidade de Coimbra, Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Centro de Estudos Interdisciplinares (CEIS 20), Coimbra, Portugal. Email: ifestas@fpce.uc.pt. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1720-1488>

5 Universidade de Coimbra, Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Centro de Estudos Sociais (CES), Coimbra, Portugal. Email: jtsilva@fpce.uc.pt. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9995-8221>

Validation of a Scale for Assessing Higher Education Students' Writing Beliefs

Abstract

The present study focuses on validating a new scale. Drawing on a content analysis of texts in which university students expressed their beliefs, and grounded in the theoretical framework of implicit theories proposed by Carol Dweck and colleagues, a 27-item Likert-type scale was developed to measure these beliefs in higher education, distinguishing three types: fixed, incremental, and mixed. The scale was administered to 276 students and subjected to statistical analyses. Results indicated that the best-fitting model excludes the mixed beliefs category, and that most participants endorse incremental beliefs regardless of gender. The validated scale emerges as a promising tool for advancing understanding of this issue and for designing educational interventions to overcome persistent difficulties with writing tasks.

Keywords: beliefs; writing; scale; higher education.

INTRODUÇÃO

O presente estudo pretende contribuir para a discussão acerca do modelo das teorias implícitas da inteligência, aplicando os seus pressupostos à área da escrita. A escrita é uma tarefa muito exigente, envolvendo a coordenação de diversos processos cognitivos (planeamento, textualização, revisão) e implica, em simultâneo, a manutenção, na memória de trabalho, de múltiplas representações (do autor, do texto, dos possíveis leitores) (Kellogg, 2008). A complexidade desta atividade é bem ilustrada no modelo de Hayes e Flower (1980), que classificaram a escrita como uma situação de resolução de problemas. Trata-se, assim, de um domínio que requer muito treino, esforço, tempo e dedicação até que os processos nele envolvidos estejam automatizados e as composições produzidas passem de relatos próximos do discurso oral a textos elaborados e autónomos das fontes (Bereiter & Scardamalia, 1987; Kellogg, 2008). Todas estas exigências chamaram a atenção para o papel da motivação nesta tarefa complexa que é a escrita. Já incluídas no modelo de Hayes (1996), a motivação e as suas relações com a escrita têm sido cada vez mais reconhecidas (Bruning & Horn, 2000; Hidi & Boscolo, 2007; MacArthur & Graham, 2016). Neste contexto, o estudo das teorias ou crenças implícitas é fundamental, pois estas influenciam profundamente a forma como os estudantes abordam o processo de escrita, o seu desempenho e a sua capacidade de superar desafios. As crenças

implícitas da inteligência assentam em vários construtos cognitivo-motivacionais comprovadamente impactantes no domínio acadêmico, tais como os objetivos de realização, a autoeficácia e as atitudes. Foram desenvolvidas, principalmente, nos trabalhos realizados por Carol Dweck e colaboradores (e.g., Dweck, 1986, 1999; Dweck et al., 1995a, 1995b; Dweck & Leggett, 1988; Dweck & Yeager, 2019; Hong et al., 1997; Yeager & Dweck, 2020), tendo sido, ao longo dos anos, alvo de escrutínio científico e, por consequência, de contínua atualização dos pontos de vista teórico, metodológico e prático. É um construto central das promissoras intervenções psicológicas “wise” (Yeager et al., 2016), ou seja, das intervenções baseadas na evidência que se focam no sentido das inferências que as pessoas efetuam acerca delas próprias, dos outros ou das situações em que se encontram, por exemplo, de realização acadêmica, constituindo estratégias psicológicas ou sociais que visam promover mudanças duradouras no comportamento e nas atitudes de indivíduos ou grupos, produzindo um impacto positivo e sustentável (Walton, 2014).

As crenças relacionam-se com a noção de maleabilidade dos atributos pessoais, desdobrando-se em dois tipos: fixistas e incrementais (Dweck et al., 1995a). O tipo de crença que os estudantes mantêm é relevante na medida em que esta influencia o seu comportamento, adotando ora comportamentos de enfrentamento (quando têm crenças incrementais), ora de evitamento (quando têm crenças fixistas) em tarefas acadêmicas, principalmente aquelas que são consideradas mais desafiantes (e.g., Dweck et al., 1995a; Yeager & Dweck, 2020). No que diz respeito às crenças fixistas, os indivíduos que as sustentam consideram que as suas características são imutáveis e inatas, focando-se em demonstrar e validar a sua competência (e.g., Dweck & Leggett, 1988; Dweck & Yeager, 2019). Deste modo, orientam-se por objetivos de desempenho e consideram as tarefas desafiantes como potenciais ameaças, já que exigem trabalho e esforço, e o insucesso em alcançá-las é considerado um sinal de incompetência (Dweck et al., 1995a; Dweck & Yeager, 2019; Hong et al., 1999). Nas crenças incrementais, os indivíduos acreditam que as suas capacidades são modificáveis com esforço, treino e estratégias adequadas que permitem o seu desenvolvimento ou aprimoramento (Dweck et al., 1995a). Deste modo, os estudantes centram-se no processo de aprendizagem e de aquisição de novas competências, por meio da adoção de objetivos orientados para a mestria, gerando sentimentos de interesse pela tarefa (Dweck et al., 1995a; Dweck, 1986; Dweck & Leggett, 1988). Quando se veem perante falhas ou insucessos, os indivíduos traçam planos de remediação (Hong et al., 1999), o que os leva a um maior conhecimento (Mangels et al., 2006). Sendo um estímulo para a realização, Dweck et al. (1995b) chamam, no entanto, a atenção para o facto de as crenças incrementais poderem ser um problema quando os indivíduos não estão conscientes das suas limitações

pessoais, pois este quadro pode levar a uma persistência excessiva em tarefas para as quais não estão preparados.

Dweck et al. (1995b), num artigo de extensão do modelo, alertaram para a possibilidade de os indivíduos terem crenças mistas, isto é, apresentarem simultaneamente ambas as crenças, sendo habitualmente uma delas predominante, podendo a outra surgir em circunstâncias particulares. A existência de crenças mistas tem sido evidenciada em estudos qualitativos, ainda que de forma pouco expressiva. Jowett e Spray (2013), no seu estudo com atletas de alta competição, identificaram a existência de atletas com crenças mistas, considerando, na explicação do alto rendimento, por exemplo, a velocidade de corrida uma competência inata (crença fixista), e a técnica e a força como podendo ser aprimoradas (crença incremental). No contexto específico da escrita, Miller (2024) encontrou evidências que apontam para a existência de crenças mistas nos estudantes universitários, referindo que, embora estes se esforcem nas tarefas de escrita e as vejam como oportunidades para aprimorar o seu desempenho (crença incremental), também manifestam comportamentos mais comuns em estudantes com crenças fixistas, nomeadamente a preocupação com as classificações obtidas, a falta de procura de feedback e, por vezes, a resistência ao esforço em tarefas percecionadas como insignificantes para a sua aprendizagem.

A maioria dos estudos que têm vindo a ser realizados tem adotado uma operacionalização dicotómica (crenças incrementais em oposição às fixistas) e proposto intervenções nas quais os participantes são divididos em grupos de controlo e experimental, sendo os que pertencem ao grupo experimental estimulados a adotar crenças incrementais. Os benefícios das crenças incrementais têm gerado, na literatura especializada, alguma controvérsia devido à contradição de resultados, já que apesar de, em alguns casos, se verificar uma melhoria do rendimento académico (e.g., Aronson et al., 2002; Blackwell et al., 2007; Claro et al., 2016), maior enfrentamento de desafios (Yeager & Dweck, 2019), gosto e valorização do contexto académico (Aronson et al., 2002), especialmente em estudantes provenientes de um baixo nível socioeconómico ou em risco de insucesso académico (Paunesku et al., 2015; Yeager & Dweck, 2019), têm, também, sido recolhidas evidências que apontam para uma relação positiva entre as crenças incrementais e baixos resultados académicos (Bahník & Vranka, 2017; Marley & Wilcox, 2022).

No caso específico das tarefas escritas, existem poucos estudos sobre as crenças principalmente em contexto de Ensino Superior. Miller (2024) levou a cabo um estudo neste contexto e constatou que a maioria dos estudantes tinha crenças incrementais, focando-se na procura de oportunidades para melhorar as suas competências de escrita. A autora encontrou uma correlação moderada entre desempenho e crenças incrementais, com evidência de que os estudantes com crenças incrementais reveem

mais as suas tarefas de escrita. Existem outros estudos realizados no ensino básico (Limpo & Alves, 2014, 2017) que observaram que as crenças incrementais acerca da escrita impactam o desempenho desta tarefa, resultando numa maior qualidade dos textos, sobretudo quando aliadas a momentos de instrução explícita.

Na literatura especializada, parece persistir alguma dúvida quanto à existência, ou não, de diferenças associadas ao sexo no que respeita à adoção de tipos de crenças. Há estudos que identificam maior prevalência de crenças incrementais entre estudantes do sexo feminino, acompanhada de menor orientação para metas de desempenho (Burnette et al., 2013), embora outros não tenham encontrado diferenças significativas entre os sexos (Romero et al., 2014).

Uma vez que não existe, para a população portuguesa, nenhum instrumento que avalie as crenças em relação à escrita no contexto do ensino superior, é objetivo do presente estudo validar um questionário construído para esse efeito. No contexto do ensino superior, e incidindo no tipo de crenças em relação à escrita, trata-se de um instrumento que permitirá, no futuro, alargar e aprofundar o estudo do papel que as crenças implícitas desempenham na composição escrita, reconhecidamente uma competência central para a vida académica e profissional dos indivíduos.

Considerando a literatura dominante, bem como os resultados de um estudo qualitativo anterior (Cortesão et al., 2025), em que foram confirmados os três tipos de crenças já identificados por Dweck et al. (1995b), o presente trabalho partiu de duas hipóteses, tendo por base uma amostra de estudantes a frequentarem o ensino superior:

Hipótese 1 (H1): A análise fatorial confirmatória da escala permitirá confirmar uma estrutura tridimensional das crenças sobre a escrita em estudantes do ensino superior, correspondente às dimensões fixista, incremental e mista.

Hipótese 2 (H2): Existem diferenças estatisticamente significativas na distribuição das crenças sobre a escrita em função do sexo, sendo expectável que as estudantes do sexo feminino revelem uma maior tendência para apresentarem crenças de natureza incremental, em comparação com os estudantes do sexo masculino.

MÉTODO

Participantes

No presente estudo participaram 276 estudantes de ensino superior (universitário e politécnico), dos quais 237 (86%) eram do sexo feminino e 39 (14%) do sexo masculino. Os participantes frequentaram uma ampla variedade de cursos superiores (24 áreas distintas: e.g., Antropologia, Biologia), mas eram maioritariamente

provenientes das áreas de Psicologia ($n = 126$; 45.65%) e de Ciências da Educação ($n = 93$; 33.70%). Cerca de 79% ($n = 212$) estavam a frequentar o primeiro ou segundo ano dos respetivos cursos. Cerca de 86% ($n = 237$) dos participantes declararam nunca ter reprovado ao longo da escolaridade. No momento da participação no estudo, tinham idades compreendidas entre os 18 e os 52 anos, sendo a média de idades 21.02; $DP = 5.218$.

Instrumento

A construção deste instrumento seguiu um processo rigoroso, baseado em evidências científicas e adequado à população a que se destinava. O questionário foi construído a partir dos construtos teóricos de outros questionários existentes com o mesmo objetivo (e.g., Dweck, 1999; Limpo & Alves, 2014) e dos resultados de um estudo prévio, no qual se realizou uma análise de conteúdo de respostas escritas de estudantes do ensino superior a questões relativas às suas crenças acerca da escrita (Cortesão et al., 2025). Na categorização destes textos, foram confirmadas as três categorias antecipadas – a fixista, a incremental e a mista – e, com base nisso, foi construída uma escala para medir as crenças dos estudantes universitários acerca da escrita. Para este efeito, foi criado um item para cada crença específica identificada.

Foi utilizada uma escala de resposta do tipo Likert, com 5 pontos (1 = *discordo completamente* a 5 = *concordo completamente*). A versão preliminar foi revista por cinco estudantes do ensino superior que frequentavam um curso de mestrado em psicologia, de modo a garantir a clareza da sua interpretação. As alterações sugeridas deram origem à versão final da “escala sobre as crenças acerca da escrita dos estudantes do ensino superior”, com 27 itens.

Foi considerada, ainda, uma análise cuidadosa de alguns dados obtidos no estudo qualitativo que, não sendo esperados e não tendo sido discutidos na literatura, exigiram uma maior atenção e acompanhamento e, por essa razão, foram criados itens para a sua exploração. A ideia subjacente a estes itens remete à necessidade de compensar a falta de talento, não através do esforço, mas por meio de outra característica inata (imaginação, gosto), e também à ideia de que o treino é útil para potenciar o talento já existente, não o sendo para quem não nasceu com talento.

Procedimentos

O recrutamento dos participantes foi realizado de forma presencial e online, considerando os seguintes critérios de inclusão: domínio da língua portuguesa e a frequência de uma licenciatura. Foram respeitados todos os cuidados éticos, como a explanação dos objetivos do estudo, o seu carácter voluntário e a possibilidade de desistir da participação, sem qualquer prejuízo. Esta informação foi referida oral-

mente e por escrito num termo de consentimento informado. O presente estudo foi aprovado pela Comissão de Ética e Deontologia da Investigação da faculdade associada e a recolha de dados ocorreu entre fevereiro e maio de 2024.

ANÁLISE DOS DADOS

A plausibilidade de ambos os modelos foi examinada neste trabalho através de análises fatoriais confirmatórias (AFC). A inspeção dos valores das respostas aos itens foi preliminarmente efetuada para determinar se as várias suposições requeridas pelo modelo estatístico estavam reunidas e, especialmente, para decidir o tipo de estimação estatística mais apropriado ao tipo de dados produzidos pelos respondentes. Embora, a priori, e, especialmente, tendo em consideração que as respostas foram obtidas através de escalas de medida ordinais (formato tipo-Likert), se ponderasse usar estimadores mais consistentes e eficientes para este tipo de observações (por exemplo, aplicando o estimador diagonally weighted least squares (DWLS) em vez do estimador mais habitual de máxima verossimilhança (ML), uma vez que a literatura metodológica (e.g., Li, 2016) aponta para a maior eficiência do primeiro comparativamente ao referido, por último considerou-se pertinente que essa decisão fosse afiançada conjuntamente pelos dados empíricos obtidos na amostra estudada.

O grau de ajustamento dos modelos de AFC foi avaliado com base nos índices sugeridos por Hu e Bentler (1999), nomeadamente o qui-quadrado de ajustamento, CFI, RMSEA e SRMR. Entre estes, o RMSEA e o SRMR são eleitos como índices principais, de acordo com as sugestões de Hu e Bentler (1999) e de Kline (2015). Em geral, na interpretação do grau de ajustamento do modelo aos dados, foram adotados os seguintes critérios: comparative fit index (CFI) $> .90$, root mean error of approximation (RMSEA) $< .08$ e SRMR $< .08$. Em princípio, não era esperada a obtenção de um grau de ajustamento (absoluto), via qui-quadrado, estatisticamente não significativo, atendendo à sua elevada propensão para rejeitar a hipótese nula para amostras grandes, mesmo quando apenas há pequenos desvios entre as matrizes de variâncias-covariâncias populacional e a estimada empiricamente.

A fiabilidade (consistência interna) dos compósitos de itens foi avaliada por meio dos coeficientes alfa de Cronbach e omega. Embora o último coeficiente referido continue a ser o mais utilizado nas aplicações psicométricas, há boas razões para se utilizar mais frequentemente o coeficiente ómega. Por exemplo, McDonald (1999) considera que o coeficiente ómega apreende mais cabalmente a ideia de fiabilidade de um score de um teste e algumas revisões de literatura apontam para a vantagem de se usar mais frequentemente o coeficiente ómega na investigação psicométrica (Padilla & Divers, 2016).

Finalmente, procurou-se determinar hipotéticos efeitos do sexo nos resultados. Na avaliação estatística dos resultados foram usados testes de significância estatística e medidas do tamanho dos efeitos (e respetivos intervalos de confiança). Em geral, o nível de significância estatística adotado para controlar o erro de Tipo I foi o nível alfa de 5%.

Num primeiro momento, realizaram-se as análises descritivas das respostas aos 27 itens criados para avaliar o construto e as suas possíveis facetas (teorias implícitas incrementais, fixistas e mistas). Para além das estatísticas de tendência central e de dispersão habituais, examinaram-se, ainda, as respostas perdidas e valores improváveis (i.e. eventuais erros de introdução dos valores na base de dados). De seguida, possíveis desvios da normalidade foram avaliados, quer numérica (calculando estatísticas de assimetria e de achatamento), quer visualmente (usando os instrumentos de representação gráfica convencionais). Finalmente, o pressuposto de linearidade foi examinado através da inspeção dos diagramas de dispersão entre todos os pares de itens.

Os critérios que levaram à exclusão dos itens com piores desempenhos psicométricos foram os seguintes: saturação baixa no fator ($< .30$); saturação cruzada em fatores diferentes e, finalmente, regressões não significativas ou inconsistentes com o fator teórico.

RESULTADOS

Análises Preliminares

As análises preliminares revelaram a inexistência de valores impróprios e apenas um pequeno número de valores perdidos (0.41%). A este respeito, uma inspeção mais aprofundada mostrou que um único respondente era responsável pela maioria das perdas observadas, por não ter respondido a nenhum dos 27 itens do instrumento. Este respondente foi excluído da base de dados e para os restantes valores perdidos (quatro no total), foi feita a imputação do valor da média aritmética da série de respostas válidas na variável implicada. As análises estatísticas subsequentes referem-se aos 275 casos com respostas a todos os itens. De seguida, procedeu-se ao exame univariado dos coeficientes de assimetria e de achatamento em cada um dos itens, não tendo sido encontrada evidência de desvios pronunciados da normalidade; as medianas dos 27 coeficientes de assimetria e de achatamento foram -0.56 e 0.19, respetivamente. Em contrapartida, os testes de Shapiro-Wilk efetuados para cada um dos itens revelaram-se todos estatisticamente significativos ($p < .001$). A diferença obtida a nível dos resultados dos dois procedimentos pode dever-se mais à

influência do tamanho da amostra (poder estatístico) do que a desvios pronunciados da normalidade, todavia, a análise da normalidade multivariada (teste de Mardia's) revelou-se estatisticamente significativa tanto para a assimetria ($\chi^2 = 5796.27$, $gl = 3654$, $p < .001$) como o achatamento ($z = 18.21$, $p < .001$). Finalmente, quanto ao pressuposto de linearidade, não foram encontradas evidências de anomalias graves.

Análises Fatoriais Confirmatórias

De seguida, efetuaram-se as análises fatoriais confirmatórias (AFC) previstas para testar as configurações teóricas pressupostas a priori - Modelo 1 (M1) contemplando três variáveis latentes (crenças fixistas, incrementais e mistas) resultantes da análise qualitativa dos dados e o Modelo 2 (M2), incluindo as duas categorias de crenças habituais (fixistas e incrementais) derivadas da teoria dominante. No Modelo 1, cada um dos itens foi alocado a um dos três fatores e, no total, cada fator incluía 9 indicadores manifestos. Os fatores podiam correlacionar-se entre si, mas o modelo excluiu a correlação entre os fatores de erro (esta condição foi observada em todos os modelos subsequentemente testados). Foram tidos em conta possíveis desvios da normalidade sugeridos pelas análises preliminares e pela escala de tipo-Likert (ordinal) usada para a obtenção das respostas, a estimação do modelo foi efetuada com o estimador DWLS. O teste do Modelo M1 não ajustou bem aos dados, tanto em termos absolutos ($\chi^2 = 984.71$, $gl = 321$, $p < .001$) como relativos (Tabela 1).

Tabela 1

Resultados dos índices de ajuste dos modelos

Modelo	χ^2	gl	p	CFI	RMSEA	RMSEA IC 90%	SRMR
M1	984.71	321	< .001	.663	.087	.080, .090	.103
M2	695.83	274	< .001	.753	.075	.068, .082	.095
M2A	254.44	118	< .001	.888	.065	.054, .076	.082
M2B	172.41	115	< .001	.953	.043	.029, .055	.067
M2C	145.87	101	< .001	.958	.042	.025, .050	.064

Em geral, os itens correlacionaram significativamente com o fator proposto ($z > 1.96$) e na direção esperada nos dois primeiros fatores; no terceiro fator (crenças mistas) dois itens revelaram um comportamento menos adequado, um dos itens (item 9 - Acredito que existam pessoas que nasceram com talento, no entanto, o mais importante para uma escrita bem conseguida é o treino) revelando uma regressão não significativa (estatisticamente) e o outro item (item 25 - Podem existir pessoas com mais jeito para a escrita, porém não é instintivo, é preciso planificar o texto) correlacionando inversamente com o fator. Verificou-se, finalmente, que a

intercorrelação entre o F2-F3 era muito elevada (estimativa estandardizada = .951), sugerindo a presença de elevada multicolinearidade entre os respetivos fatores.

O segundo modelo testado baseou-se na distinção habitual entre crenças fixistas e incrementais. Na especificação deste modelo, os itens do fator relativo às crenças mistas foram alocados a uma ou outra das variáveis latentes principais, tendo em conta o conteúdo específico de cada item (neste processo, dois itens foram excluídos por não mostrarem um alinhamento claro com nenhuma das variáveis latentes propostas). O modelo 2 mostrou uma ligeira melhoria no ajustamento aos dados, quer em termos absolutos ($\chi^2 = 695.94$, $gl = 274$, $p < .001$), quer relativos (vide Tabela 1), mas o nível de desajustamento global permanece elevado. No M2 todos os itens correlacionaram-se significativamente e positivamente com o fator proposto, embora as estimativas estandardizadas variem entre .134 e .700 no fator 1 (Incremental) e .101 e .722 no fator 2 (Fixista).

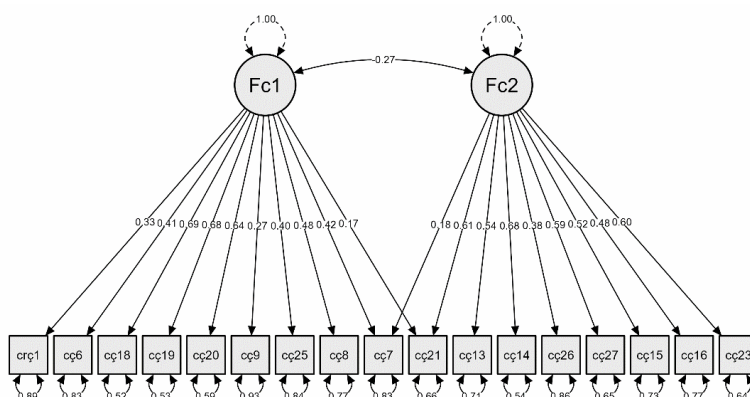
Reespecificação do Modelo 2, usando o método de análise fatorial confirmatória

De seguida, de modo a clarificar os resultados, procedeu-se a uma abordagem exploratória, orientada pelos resultados nos índices de ajustamento local obtidos acima. Verificou-se, em primeiro lugar, que os itens 8 (Incremental) e 9 (Fixista), mostravam com o fator-alvo correlações maiores ou iguais a .30. Apenas estes 17 itens foram retidos e o seu ajustamento foi testado no Modelo 2A (M2A). O modelo mostrou uma melhoria nos níveis de ajustamento relativamente aos modelos anteriormente analisados, quer em termos absolutos ($\chi^2 = 254.44$, $gl = 118$, $p < .001$), quer em termos relativos (vide Tabela 1), mas, mesmo assim, o grau de ajustamento continua a mostrar-se francamente medíocre. O exame dos índices de modificação (IM) correspondentes a este modelo revelou oito estimações > 10 . Em particular, constatou-se que os itens 21 e 22 (pressupostamente indicadores da VL Fixista) se correlacionavam salientemente com Fator 1 (VL Incremental) e que o item 7 (supostamente um indicador da VL Incremental) também apresentava uma relação saliente com o Fator 2 (VL Fixista).

As modificações descritas foram introduzidas (Modelo M2B) e levaram a uma melhoria no grau de ajustamento do modelo, tanto em termos absolutos ($\chi^2 = 172.41$, $gl = 115$, $p < .001$) como em relativos (ver Tabela 1). Os pesos dos itens nos fatores revelaram-se todos estatisticamente significativos, embora a correlação do item 22 no fator cruzado (fator 1) seja negativa (-.371) e maior do que a correlação deste item com o fator 2 (o fator pressuposto; $l = .245$). As cargas (cruzadas) dos itens 21 e 7 (.176 e .182 no Fator 1 e Fator 2, respetivamente), apesar de estatisticamente significativas, são, porém, inferiores às observadas no fator-alvo (.606 e .458, respetivamente).

O modelo M2C foi especificado a partir do modelo anterior testado, mas excluindo o item 22. A estimação deste modelo mostrou um bom ajustamento aos dados, tanto em termos absolutos ($\chi^2 = 145.46$, $gl = 101$, $p = .002$) como em relativos (ver Tabela 1). Todas as estimativas estandardizadas nos fatores foram estatisticamente significativas (ver Figura 1) e variando entre .174-.690 no fator 1 (incremental) e .183-.699 (excluindo o item com a carga secundária - item 21 – as regressões dos itens no fator 1 são todas superiores a .30 e o mesmo se passa no fator 2 quando se exclui o item com saturação secundária – item 7; ver Figura 1). A correlação entre os dois fatores foi -.284. Os valores de consistência interna obtidos para o coeficiente ómega e alfa de Cronbach, foram .711 e .650 e .791 e .748, para o fator 1 (Incremental) e o fator 2 (Fixista), respetivamente.

Figura 1
Modelo M2C



Diferenças de sexo nas crenças acerca da escrita

Examinaram-se, de seguida, as diferenças de sexo nos scores totais de cada uma das escalas construídas no decurso deste estudo. Na Tabela 2 apresentam-se as médias e os desvios-padrão calculados para as variáveis estudadas para o sexo feminino ($n = 237$) e masculino ($n = 38$). Anote-se que os scores totais não compreendem os itens que mostraram, na análise fatorial confirmatória, correlações interfatores secundárias (i.e., o item 7 foi pontuado no fator 1 e o item 21 no fator 2).

Tabela 2*Médias e desvio-padrão por sexo*

Crenças	Sexo feminino		Sexo masculino		<i>t</i>	<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>		
Incremental	4.28	0.38	4.14	0.40	1.97	.055
Fixistas	2.79	0.59	2.89	0.70	-0.90	.353

Nota: Recorreu-se ao teste de Welch para comparar as crenças incrementais e ao teste t-student para as crenças fixistas.

A avaliação da normalidade (Shapiro-Wilk) revelou apenas uma diferença estatisticamente significativa na amostra feminina nos scores relativos à variável Incremental ($W = 0.976$, $p < .001$). Por sua vez, os testes de igualdade das variâncias (Brown-Forsythe) não se revelaram estatisticamente significativos para nenhuma das variáveis estudadas. Com base nas análises dos pressupostos, a análise das diferenças entre as médias dos grupos na variável de crenças incrementais foi feita com base no teste de Welch e revelou-se estatisticamente não significativa ($t_{\text{Welch}} = 1.97$, $gl = 48.735$, $p = .055$). A análise das diferenças nos scores da variável crenças fixistas foi realizada com base no teste t para grupos independentes e também não encontrou evidência de significância estatística ($t = -0.898$, $gl = 273$, $p = .353$). O *d* de Cohen para as diferenças das médias nas variáveis de crenças incrementais e fixistas foi 0.35 (IC95% [-0.003, 0.696]) e -0.16 (IC95% [-0.500, 0.186]), respetivamente.

Fizeram-se, ainda, comparações das médias intragrupos (sexo) para cada uma das variáveis (crenças incrementais e fixistas). Como as variáveis têm a mesma métrica (mínimo = 1 máximo = 5) as comparações puderam efetuar-se diretamente nos valores apresentados na Tabela 2. Os testes *t* para scores emparelhados sugerem que, quer os participantes do sexo feminino ($t = 31.29$, $gl = 236$, $p < .001$; *d* Cohen = 2.03, IC95% [1.81-2.56]), quer os do sexo masculino ($t = 8.56$, $gl = 37$, $p < .001$; *d* Cohen = 1.44, IC95% [0.96-1.80]) apresentam médias de crenças incrementais mais altas do que as reportadas para as crenças fixistas. Podem ser observadas as estatísticas descritivas dos itens das subescalas Incremental e Fixista na tabela 3.

Tabela 3*Estatísticas descritivas dos 17 itens da escala*

Itens da escala	<i>M</i>	<i>DP</i>	Correlação item-total (corrigida)	alfa (omitindo o item)
Incremental				
1. Para escrever bem é preciso esforço e treino contínuo	4.14	0.74	.35	.70
6. O que aprendemos na escola é muito importante para escrever bem	4.13	0.76	.34	.70

Tabela 3 (Continuação)*Estatísticas descritivas dos 17 itens da escala*

Itens da escala	<i>M</i>	<i>DP</i>	Correlação item-total (corrigida)	alfa (omitindo o item)
Incremental				
18. Na escrita, é importante selecionar a informação e organizar as ideias.	4.51	0.58	.53	.67
19. A revisão do texto é um aspeto crucial numa escrita bem conseguida	4.56	0.59	.49	.68
20. Acredito que o feedback positivo e negativo ajuda a melhorar escrita	4.53	0.62	.46	.68
9. Acredito que existam pessoas que nasceram com talento, no entanto, o mais importante para uma escrita bem conseguida é o treino	4.18	0.83	.29	.71
25. Podem existir pessoas com mais jeito para a escrita, porém não é instintivo, é preciso planificar o texto	3.84	0.77	.36	.70
8. O desenvolvimento da competência da escrita é possível com a ajuda de outrem	4.26	0.59	.45	.68
7. Para se escrever bem é preciso ter hábitos de leitura	4.18	0.75	.35	.70
Fixista				
21. A escrita só é bem conseguida se gostarmos muito de o fazer	3.17	0.99	.50	.74
13. Quem não nasceu com talento para a escrita tem de se esforçar mais	2.71	0.94	.49	.74
14. Só quem gosta muito de escrever consegue um desempenho nesta tarefa similar ao de quem já nasceu com talento	2.65	1.02	.61	.72
26. Quem não gosta de escrever, mesmo que pratique bastante, terá sempre dificuldades nesta tarefa	2.17	1.06	.43	.75
27. Para escrever bem, a componente mais importante é a criatividade	3.27	1.11	.44	.75
15. Só quem já nasceu com dom para a escrita pode beneficiar com o treino desta competência, tornando-se ainda melhor	2.62	0.88	.47	.75
16. Ter gosto pela escrita é mais importante do que o treino da mesma	2.93	1.00	.35	.77
23. Na escrita, a criatividade é mais importante do que o treino	2.94	0.92	.50	.74

DISCUSSÃO

A preocupação central do presente trabalho foi a validação de uma escala construída, especificamente, para medir o tipo de crenças acerca da escrita no contexto de Ensino Superior, considerando, por um lado, a importância da escrita para a aprendizagem e avaliação dos indivíduos neste nível de ensino (Klein & Boscolo, 2016) e, por outro, a crescente importância que as crenças implícitas tem vindo a ocupar na literatura, com a existência de um debate acerca do seu papel no desempenho académico dos estudantes. A escala surgiu na sequência dos princi-

país resultados obtidos numa análise de conteúdo realizada com outra amostra de estudantes a frequentar o ensino superior que demonstrou a existência de três tipos de crenças (Cortesão et al., 2025). Neste contexto, foi elaborada a primeira hipótese deste estudo – A análise fatorial confirmatória da escala permitirá confirmar uma estrutura tridimensional das crenças sobre a escrita em estudantes do ensino superior, correspondente às dimensões fixista, incremental e mista. Esta hipótese foi rejeitada, pois apenas se confirmaram dois tipos de crenças, foram confirmados: as fixistas e as incrementais, indicando que o modelo original proposto por Dweck e colaboradores é o que melhor se ajusta aos dados. Este dado está alinhado com a literatura, na medida em que as crenças mistas têm sido sobretudo encontradas em estudos qualitativos (e.g., Jowett & Spray, 2013; Miller, 2024), sendo, em estudos quantitativos, encontrado o modelo dicotómico (e.g. Hong et al., 1999; Limpo & Alves, 2017; Marley & Wilcox, 2022). Tal poderá justificar-se pelo método de investigação utilizado, uma vez que, nos estudos quantitativos, recorre-se sobretudo a escalas, e pelo facto de o modelo teórico proposto assentar em pressupostos teóricos estabelecidos, tendo as crenças mistas uma natureza predominantemente contextual. Além disso, baseando-se conceptualmente nas duas crenças principais, é provável que, em estudos quantitativos, as mistas (predominantemente fixistas ou predominantemente incrementais) mantenham uma elevada correlação com as primeiras, ficando assim ligadas aos respetivos fatores.

Neste contexto, para a versão final da escala, foram realizadas re-especificações aos itens do modelo 2, as quais tiveram como objetivo melhorar a adequação empírica do modelo, preservando simultaneamente a coerência com o modelo teórico proposto por C. Dweck. Esta opção, apesar de garantir um modelo mais robusto, deve ser replicada em estudos futuros, de modo a verificar-se a sua aplicabilidade a outros contextos.

Adicionalmente ao propósito principal do estudo, foi testada uma segunda hipótese - Existem diferenças estatisticamente significativas na distribuição das crenças sobre a escrita em função do sexo, sendo expectável que as estudantes do sexo feminino revelem uma maior tendência para crenças de natureza incremental, em comparação com os estudantes do sexo masculino - que, também, não foi confirmada no presente estudo, tendo-se verificado que não existem, nesta amostra, diferenças significativas nas crenças em função do sexo. Confirmou-se, ainda, que os scores das crenças incrementais foram significativamente mais elevados do que os das crenças fixistas para ambos os sexos, concluindo-se que os indivíduos tendem a ter crenças incrementais mais fortes do que crenças fixistas. Este último dado já havia sido encontrado na análise de conteúdo efetuada num estudo por nós realizado e já referido (Cortesão et al., 2025). Este facto, não esclarecendo a dúvida levantada pela inconsistência dos resultados alcançados neste domínio (Burnette et

al., 2013; Romero et al., 2014), poderá, no presente caso, dever-se às características da amostra, composta por um número reduzido de indivíduos do sexo masculino.

No estudo anterior (Cortesão et al., 2025), emergiram aspetos que foram destacados para futura averiguação com uma amostra mais abrangente, sendo eles: a compensação da falta de talento com uma outra característica inata, em vez da tradicional compensação da falta de talento através do esforço, e a crença de que apenas quem nasceu com dom para a escrita pode beneficiar do treino desta competência. Curiosamente, os itens criados para as explorar parecem correlacionar-se fortemente com as crenças fixistas, reforçando a importância de os aprofundar.

Importa deixar, ainda, um comentário relativo ao item 7, que apela para a necessidade de se ter hábitos de leitura para obter uma boa escrita e que, apesar de se correlacionar mais fortemente com as crenças incrementais (.42), também parece ter impacto nas crenças fixistas (.18). Este aspeto já tinha sido apontado na análise de conteúdo, na medida em que se verifica que os indivíduos consideram a escrita uma consequência direta dos hábitos de leitura e não uma competência por si mesma, o que não é corroborado pela literatura especializada, pois, apesar de haver complementaridade, ambas as tarefas exigem aprendizagens e instruções diferentes (Graham & Perin, 2007; Harris & Graham, 2016).

O presente estudo não está isento de limitações que merecem nota. A amostra é muito homogénea, sendo composta maioritariamente por participantes do sexo feminino, pelo que, em estudos futuros, é fundamental equilibrar o sexo da amostra, assim como procurar obter uma maior diversidade de cursos. O aumento do número de participantes masculinos possibilitaria uma maior robustez do instrumento de avaliação das crenças, bem como a sua utilização em populações mais diversificadas. Além disso, seria interessante explorar, qualitativamente e aprofundadamente, as crenças mistas, já que constituem um fenómeno cognitivo-motivacional que pode necessitar de um maior cuidado e especificação para poder ser medido a nível quantitativo.

Finalmente, importa salientar que a escala validada constitui um instrumento valioso, já que está adaptada para a população do Ensino Superior, considerando as suas especificidades. Foi construída com base nas perspetivas dos próprios estudantes e assenta em construtos teóricos sólidos. A sua utilização possibilita o aprofundamento dos estudos e, em última instância, o desenvolvimento de intervenções adequadas que permitem responder às dificuldades persistentes que estes estudantes enfrentam em relação às tarefas de escrita, que são essenciais para a sua vida académica e profissional.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo principal a validação de um instrumento que mede o tipo de crenças que os estudantes de ensino superior mantêm acerca das tarefas de escrita. A escala originalmente contava com um conjunto de 27 itens, com a pretensão de cobrir os diferentes tipos de crenças já identificados na literatura especializada, sendo elas: fixistas, incrementais e mistas. A sua construção teve como base o modelo teórico de Carol Dweck e colaboradores, estudos disponíveis na literatura e uma análise de conteúdo realizada a textos redigidos por estudantes do ensino superior, nos quais se espelharam as suas crenças. Nas análises quantitativas ficou claro que o tipo de crenças mistas não é suportado pelos dados que foram recolhidos nesta amostra, e concluiu-se que o modelo dicotómico, que identifica crenças fixistas e crenças incrementais, é o modelo que melhor se ajusta aos dados recolhidos. Assim, chegou-se a uma escala validada com 17 itens que poderá ser utilizada, em estudos subsequentes, utilizada na medição do tipo de crenças em torno da escrita. Importa, ainda, dar nota de que não foram encontradas diferenças no tipo de crenças em função do sexo, sendo que ambos os sexos consideram que a escrita é, essencialmente, uma tarefa passível de ser desenvolvida e melhorada através do esforço e do treino.

REFERÊNCIAS

- Aronson, J., Fried, C. B., & Good, C. (2002). Reducing the effects of stereotype threat on african american college students by shaping theories of intelligence. *Journal of Experimental Social Psychology*, 38(2), 113–125. <https://doi.org/10.1006/jesp.2001.1491>
- Bahník, Š., & Vranka, M. A. (2017). Growth mindset is not associated with scholastic aptitude in a large sample of university applicants. *Personality and Individual Differences*, 117, 139–143. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.05.046>
- Bereiter, C., & Scardamalia, M. (1987). *The psychology of written composition*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Blackwell, L. S., Trzesniewski, K. H., & Dweck, C. S. (2007). Implicit theories of intelligence predict achievement across an adolescent transition: A longitudinal study and an intervention. *Child Development*, 78(1), 246–263. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.00995.x>
- Bruning, R., & Horn, C. (2000). Developing motivation to write. *Educational Psychologist*, 35(1), 25–37. https://doi.org/10.1207/S15326985EP3501_4
- Burnette, J. L., O'Boyle, E. H., VanEpps, E. M., Pollack, J. M., & Finkel, E. J. (2013). Mind-sets matter: A meta-analytic review of implicit theories and self-regulation. *Psychological Bulletin*, 139(3), 655–701. <https://doi.org/10.1037/a0029531>
- Claro, S., Paunesku, D., & Dweck, C. S. (2016). Growth mindset tempers the effects of poverty on academic achievement. *Psychological and Cognitive Sciences*, 113(31), 8664–8668. <https://doi.org/10.1073/pnas.1608207113>

- Cortêsão, D., Festas, I., & Paixão, M. P. (2025). A escrita no ensino superior: As crenças dos estudantes. *Revista Lusófona de Educação*, 64, 27-43. <https://doi.org/10.60543/issn.1645-7250.rle64.02>
- Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41(10), 1040-1048. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.41.10.1040>
- Dweck, C. S. (1999). *Self-theories: Their role in motivation, personality, and development*. Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315783048>
- Dweck, C. S., & Leggett, E. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95(2), 256-273. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.95.2.256>
- Dweck, C. S., & Yeager, D. S. (2019). Mindsets: A view from two eras. *Perspectives on Psychological Science*, 14(3), 481-496. <https://doi.org/10.1177/1745691618804166>
- Dweck, C. S., Chiu, C., & Hong, Y. (1995a). Implicit theories and their role in judgments and reactions: A world from two perspectives. *Psychological Inquiry*, 6(4), 267-285. https://doi.org/10.1207/s15327965pli0604_1
- Dweck, C. S., Chiu, C., & Hong, Y. (1995b). Implicit theories: Elaboration and extension of model. *Psychological Inquiry*, 6(4), 322-333. https://doi.org/10.1207/s15327965pli0604_12
- Graham, S., & Perin, D. (2007). *Writing next: Effective strategies to improve writing of adolescents in middle and high schools – A report to Carnegie Corporation of New York*. Alliance for Excellent Education.
- Harris, K., & Graham, S. (2016). Self-regulated strategy development in writing: Policy implications of an evidence-based practice. *Behavioral and Brain Sciences*, 3(1), 1-8. <https://doi.org/10.1177/2372732215624216>
- Hayes, J. R. (1996). A new framework for understanding cognition and affect in writing. In C. M. Levy & S. Ransdell (Eds.), *The science of writing: Theories, methods, individual differences, and applications* (pp. 1-27). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Hayes, J., & Flower, L. (1980). Identifying the organization of writing processes. In L. W. Gregg & E. R. Steinberg (Eds.), *Cognitive processes in writing* (pp. 3-30). Erlbaum.
- Hidi, S., & Boscolo, P. (Eds.) (2007). *Writing and motivation*. Elsevier.
- Hong, Y., Chiu, C., Dweck, C. S., & Sacks, R. (1997). Implicit theories and evaluative processes in person cognition. *Journal of Experimental Social Psychology*, 33(3), 296-323.
- Hong, Y., Chiu, C., Dweck, C. S., Lin, D. M. S., & Wan, W. (1999). Implicit theories, attributions, and coping: A meaning system approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(3), 588-599. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.3.588>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jowett, N., & Spray, C. M. (2013). British olympic hopefuls: The antecedents and consequences of implicit ability beliefs in elite track and field athletes. *Psychology of Sport and Exercise*, 14(2), 145-153. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2012.09.003>
- Kellogg, R.T. (2008). Training writing skills: A cognitive developmental perspective. *Journal of Writing Research*, 1(1), 1-26. <http://dx.doi.org/10.17239/jowr-2008.01.01.1>
- Klein, P. D., & Boscolo, P. (2016). Trends in research on writing as a learning activity. *Journal of Writing Research*, 7(3), 311- 350. <https://doi.org/10.17239/jowr-2016.07.03.01>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.

- Li, C. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369–387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Limpo, T., & Alves, R. A. (2014). Implicit theories of writing and their impact on students' response to a SRSD intervention. *British Journal of Educational Psychology*, 84(4), 571–590. <https://doi.org/10.1111/bjep.12042>
- Limpo, T., & Alves, R. A. (2017). Relating beliefs in writing skill malleability to writing performance: The mediating role of achievement goals and self-efficacy. *Journal of Writing Research*, 9(2), 97–125. <https://doi.org/10.17239/jowr-2017.09.02.01>
- MacArthur, C., & Graham, S. (2016). Writing research from a cognitive perspective. In C. MacArthur, S. Graham, & J. Fitzgerald (Eds.), *Handbook of writing research* (pp. 24–40). Guilford Press.
- Mangels, J. A., Butterfield, B., Lamb, J., Good, C., & Dweck, C. S. (2006). Why do beliefs about intelligence influence learning success? A social cognitive neuroscience model. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 1(2), 75–86. <https://doi.org/10.1093/scan/nsl013>
- Marley, S. C., & Wilcox, M. J. (2022). Implicit theories of intelligence and achievement goal orientations: How are they associated with college student academic achievement? *Social Education Research*, 3(2), 279–298. <https://doi.org/10.37256/ser.3220221625>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Miller, L. K. (2024). “I’m a bad writer”: How students’ mindsets influence their writing processes and performances. In S. J. Corbett (Ed.), *If at first you don’t succeed? Writing, rhetoric, and the question of failure* (pp. 105–123). University Press of Colorado. <https://doi.org/10.37514/PER-B.2024.2494>
- Padilla, M. A., & Divers, J. (2016). A comparison of composite reliability estimators: Coefficient omega confidence intervals in the current literature. *Educational and Psychological Measurement*, 76(3), 436–453. <https://doi.org/10.1177/0013164415593776>
- Paunesku, D., Walton, G. M., Romero, C., Smith, E. N., Yeager, D. S., & Dweck, C. S. (2015). Mind-set interventions are a scalable treatment for academic underachievement. *Psychological Science*, 26(6), 784–793. <https://doi.org/10.1177/0956797615571017>
- Romero, C., Master, A., Paunesku, D., Dweck, C. S., & Gross, J. J. (2014). Academic and emotional functioning in middle school: The role of implicit theories. *Emotion*, 14(2), 227–234. <https://doi.org/10.1037/a0035490>
- Walton, G. M. (2014). The New Science of Wise Psychological Interventions. *Current Directions in Psychological Science*, 23(1), 73–82. <https://doi.org/10.1177/0963721413512856>
- Yeager, D. S., & Dweck, C. S. (2020). What can be learned from growth mindset controversies. *American Psychologist*, 75(9), 1269–1284. <https://doi.org/10.1037/amp0000794>
- Yeager, D. S., Walton, G. M., Brady, S. T., Akcinar, E. N., Paunesku, D., Keane, L., ... & Dweck, C. (2016). Teaching a lay theory before college narrows achievement gaps at scale. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(24), 3341–3348. <https://doi.org/10.1073/pnas.1524360113>