



Universidade de Évora - Instituto de Investigação e Formação Avançada

Programa de Doutoramento em Ciências da Educação

Tese de Doutoramento

**Atitudes em Ciência(s) - Contributos para o estudo da sua
estrutura e relevância no rendimento escolar de alunos do
ensino básico**

Paulo Nuno Ribeiro de Carvalho Valério Vília

Orientador(es) | Adelinda Maria Candeias

Évora 2023



Universidade de Évora - Instituto de Investigação e Formação Avançada

Programa de Doutoramento em Ciências da Educação

Tese de Doutoramento

**Atitudes em Ciência(s) - Contributos para o estudo da sua
estrutura e relevância no rendimento escolar de alunos do
ensino básico**

Paulo Nuno Ribeiro de Carvalho Valério Vília

Orientador(es) | Adelinda Maria Candeias

Évora 2023



A tese de doutoramento foi objeto de apreciação e discussão pública pelo seguinte júri nomeado pelo Diretor do Instituto de Investigação e Formação Avançada:

Presidente | Bravo Nico (Universidade de Évora)

Vogais | Adelinda Maria Candeias (Universidade de Évora) (Orientador)
Cecília Galvão Couto (Universidade de Lisboa)
Clarinda de Jesus Pomar (Universidade de Évora)
Maria Helena Lopes Damião da Silva (Universidade de Coimbra)
Rute Cristina Correia da Rocha (Universidade do Algarve)

À minha mulher Abertina e
aos meus filhos Gonçalo e Rita

Agradecimentos

O meu primeiro e muito sentido agradecimento vai para o Professor Doutor António Neto, meu inicial orientador, que malgradadamente não pôde ver-me terminar esta caminhada cujo início em muito se deve à sua sapiência e entusiasmo, mas também à sua disponibilidade em me acolher neste mundo novo das Ciências da Educação;

À Professora Doutora Adelinda Candeias, minha orientadora, por nunca ter desistido de acreditar em mim, mesmo nos momentos em que eu próprio duvidava que chegaria a terminar esta caminhada. A sua orientação feita de sugestões e conselhos sempre pertinentes, aliados à sua simpatia e permanente disponibilidade para me escutar foram o estímulo indispensável;

Ao Professor Doutor Leandro Almeida, pelo acolhimento aquando da minha estada na Universidade do Minho. A simpatia com que me acompanhou foi inextinguível;

Ao Professor Doutor João Marôco, pela disponibilidade desinteressada com que prontamente me ajudou no esclarecimento de dúvidas sobre os modelos de equações estruturais;

A todos os membros do Projeto RED pelo apoio e amabilidade com que sempre me ajudaram e apoiaram;

Aos meus colegas doutorandos, pela amizade e boa disposição. Um obrigado especial ao Hugo e à Ana meus “colegas de gabinete” pelo companheirismo e apoio nas horas difíceis em que o fim do processo parecia cada vez mais longe;

À Dr.^a Margarida Silveira, minha mentora nas lides do Ensino, pela amizade e cumplicidade com que me permitiu aprender fazendo;

A todos os meus amigos pelo apoio e interesse manifestados;

À minha família, em especial à minha Mãe e à Tia Guida que nunca deixaram de acreditar e sempre me incentivaram a continuar;

À minha mulher e aos meus filhos pelo amor incondicional sem o qual nada mais faz sentido.

O trabalho de investigação conducente a esta dissertação foi cofinanciado por fundos nacionais do Ministério da Ciência e Ensino Superior e pelo Fundo Social Europeu, no Quadro de Referência Estratégico Nacional (QREN, 2007 -2013) – Programa Operacional Potencial Humano (POPH), através da Bolsa de Doutoramento com a referência SFRH/BD/90575/2012, concedida pela Fundação para a Ciência e a Tecnologia.



Atitudes em Ciência(s) - Contributos para o estudo da sua estrutura e relevância no rendimento escolar de alunos do ensino básico

Resumo

A educação em ciências desempenha um papel social fundamental não só ao dotar os alunos dos conhecimentos e competências necessários para participarem como cidadãos conscientes e informados nas decisões de cariz científico-tecnológico cada vez mais importantes na sociedade atual, como motivando-os para continuarem a estudar ciências e a seguir carreiras científicas e tecnológicas indispensáveis para o desenvolvimento da sociedade. A importância das atitudes e outros construtos do domínio afetivo da educação é reconhecida desde há muito.

Neste estudo partimos, destes pressupostos e da constatação da falta de estudos nesta área em Portugal estabelecemos como objetivo geral “Avaliar a capacidade preditiva de variáveis atitudinais no rendimento escolar de alunos do ensino básico nas disciplinas da área das Ciências Naturais.”. O estudo, que se encontra organizado sob a forma de artigos científicos, pretendeu assim analisar a validade de construto da escala de atitudes face à Físico-química em alunos do ensino básico, caracterizar os efeitos preditores das atitudes dos alunos no rendimento escolar e ainda avaliar a existência de diferenças de género nessas mesmas atitudes. Reconhecendo também a natureza multivariada do rendimento escolar incluímos nos estudos correlacionais e preditivos variáveis de tipo cognitivo – o raciocínio medido pela Bateria de Provas de Raciocínio (Almeida & Lemos, 2006).

Os resultados obtidos permitiram estabelecer um modelo fatorial para as atitudes composto por quatro fatores: prazer na aprendizagem, ansiedade, competência e utilidade. Estes fatores demonstraram, embora não de forma homogénea entre eles, estar correlacionados e apresentar capacidade preditiva para explicar de forma significativa o rendimento escolar dos alunos. Foram também encontradas diferenças de género favorecendo os rapazes nos fatores prazer na aprendizagem e competência.

As possíveis explicações e implicações práticas destes resultados foram discutidas. Fazem-se ainda algumas sugestões sobre a importância de se considerarem as variáveis afetivas na educação em ciências no ensino básico.

Palavras chave: atitudes face à ciência; rendimento académico; capacidades de raciocínio; físico-química; ensino básico

Attitudes towards Science(s) - Contributions to the study of its structure and relevance in the school achievement of basic education students

Abstract

Science education plays a fundamental social role not only by providing students with the knowledge and skills necessary to participate as conscious and informed citizens in the scientific-technological decisions increasingly critical in today's society but also by motivating them to continue studying sciences and to pursue scientific and technological careers indispensable for the development of society. The importance of attitudes and other constructs in the affective domain of education has long been recognized.

In this study, we start from these assumptions and the lack of studies in this area in Portugal and establish as a general objective "Evaluate the predictive capacity of attitudinal variables in the school performance of basic education students in subjects in the area of Natural Sciences". The study, which is organized in the form of scientific articles, thus aimed to analyze the construct validity of the scale of attitudes towards Physical Chemistry in elementary school students, to characterize the predictive effects of students' attitudes on school performance and also to assess the existence of gender differences in these same attitudes. Also, recognizing the multivariate nature of school performance, we included cognitive variables— reasoning measured by the Reasoning Test Battery (Almeida & Lemos, 2006) in the correlational and predictive studies.

The results allowed us to establish a factorial model for attitudes composed of four factors: pleasure in learning, anxiety, competence, and usefulness. These factors have shown, although not homogeneously between them, to be correlated and have a predictive ability to significantly explain students' academic performance. Gender differences were also found favoring boys in the factors pleasure in learning and competence.

Possible explanations and practical implications of these results were discussed. Some suggestions are also made about the importance of considering affective variables in science education in middle school.

Keywords: attitudes towards science; academic achievement; reasoning skills; physics-chemistry; basic education

Índice

1. Introdução.....	2
2. Revisão da literatura	9
2.1. Rendimento académico	12
2.2. Fatores cognitivos e sua relação com o rendimento académico.....	18
2.3. Atitudes breve revisão de conceitos, teorias e modelos.....	30
2.3.1. Resenha histórica. O significado ao longo do tempo	30
2.3.2. Definições e modelos de atitude.....	32
2.3.3. Estrutura das atitudes e a sua importância	36
2.3.4. Funções das atitudes	40
2.3.5. Ambivalência atitudinal e força das atitudes.....	43
2.3.6. Relação atitude - comportamento	48
2.3.7. Medição de atitudes	54
2.4. O domínio afetivo na educação em ciências.	60
2.4.1. A importância das atitudes em relação às ciências.....	65
2.4.2. As atitudes na educação em ciência: clarificação dos construtos.....	68
2.4.3. Atitudes face a física e à química	75
2.4.4. Estudos sobre atitudes face à física e à química em alunos portugueses..	89
2.5. Currículo escolar de Ciências em Portugal no ensino básico e secundário	94
3. Metodologia.....	100
3.1. Modelo de regressão linear múltipla.....	102
3.2. Análise fatorial	105
3.3. Análise fatorial multigrupos e Modelos causais com variáveis latentes.....	114
4. Resultados	117
4.1. Artigos 1 e 2	117
4.2. Artigo 3	137
4.3. Artigo 4	147
5. Discussão Geral	170
6. Conclusão	185
7. Bibliografia.....	191

Capítulo 1 - Introdução

1. Introdução

A importância do domínio afetivo na educação é reconhecida há muito tempo. Em 1931, John Dewey, dizia que “não há educação quando as ideias e o conhecimento não se traduzem em emoção, interesse e vontade” (Dewey, 1931, como citado em Alsop, 2005). Atualmente o domínio afetivo é considerado “não apenas um simples catalisador, mas uma condição necessária para que a aprendizagem ocorra” (Perrier & Nsengiyumva, 2003, p. 1124). Apesar disso, a escola e a sociedade em geral tendem a atribuir às capacidades cognitivas um papel preponderante na definição dos currículos escolares ou na explicação e avaliação do sucesso ou fracasso do aluno (Alsop, 2005).

Reconhecendo a multiplicidade de variáveis envolvidas na compreensão do rendimento escolar, a Universidade de Évora acolheu e liderou um projeto de investigação denominado *RED – Rendimento Escolar e Desenvolvimento: um estudo longitudinal sobre os efeitos das transições em alunos portugueses* financiado pela Fundação para a Ciência e Tecnologia (PTDC/CPE-CED/104884/2008), no qual se insere a investigação a que se refere este relatório de tese.

Embora o foco principal do projeto RED fosse a influência das transições de ciclo no rendimento escolar de alunos portugueses do ensino básico e secundário, o projeto promoveu a recolha de um vasto conjunto de dados interdisciplinares abrangendo variáveis pessoais, socioculturais e escolares. Definindo como um dos seus principais objetivos “*Compreender a complexidade do rendimento escolar (especialmente em Português, Matemática e Ciências), com base numa abordagem interdisciplinar, em que se cruzem variáveis pessoais, sociais e escolares*” o projeto procurava estabelecer um

modelo integrador, explicativo da complexidade das relações entre as diversas variáveis estudadas (Neto, Candeias, & Pomar, 2011).

Para atingir os objetivos propostos o projeto RED utilizou uma abordagem interdisciplinar apoiada na utilização de dados qualitativos (inventário biográfico) e quantitativos (questionários e testes) relacionados com as diferentes variáveis em estudo. O presente trabalho utilizou uma parte dos dados qualitativos recolhidos, em particular os que se referem a variáveis atitudinais em relação às disciplinas escolares da área das Ciências Naturais (Físico-química e Ciências Naturais). A escolha destas disciplinas deveu-se fundamentalmente ao facto de serem disciplinas fundamentais para a formação de cidadãos dotados das competências científicas necessárias numa sociedade cada vez mais científico-tecnológica e que tradicionalmente apresentam baixos níveis de rendimento entre os alunos (Organização Europeia de Cooperação Económica [OCDE] 2019b; Tytler, 2014) Para além disto, e numa perspetiva mais pessoal, escolhemos trabalhar com os dados referentes a disciplinas da área de Ciências Naturais e Exatas pois temos uma afinidade particular com esta área do conhecimento em função não só da nossa formação académica de base em Biologia Marinha e Pescas, como também por termos lecionado durante mais de dez de anos numa Escola Superior de Educação participando, portanto na formação de futuros docentes nestas áreas do saber.

Tendo como ponto de partida não só os objetivos propostos como as metodologias utilizadas no projeto RED e reconhecendo que as atitudes são um dos construtos mais criticamente importantes do domínio afetivo na educação em ciências (Koballa Jr. & Glynn, 2007), o presente trabalho procurou responder à questão de investigação: *Qual a importância das atitudes face à Ciência no rendimento escolar de alunos portugueses do ensino básico?*, definindo-se como objetivo geral *Avaliar a capacidade preditiva de*

variáveis atitudinais no rendimento escolar de alunos do ensino básico nas disciplinas da área das Ciências Naturais.

Este objetivo geral foi depois subdividido em objetivos específicos:

- a) Analisar a validade de construto das escalas de atitudes face à ciência em alunos do ensino básico (disciplinas de Ciências Naturais e Físico-química)
- b) Caracterizar os efeitos preditores das atitudes dos alunos do ensino básico relativamente às disciplinas de Físico-química e Ciências Naturais no rendimento escolar.
- c) Avaliar a existência de diferenças de género nas atitudes dos alunos do ensino básico face às disciplinas de Físico-química e Ciências Naturais.

A presente dissertação está organizada tomando como base um conjunto de 4 artigos científicos publicados em revistas e livros de atas com revisão por pares e indexação científica.

Nos primeiros dois artigos “*The predictive effect of attitudes towards school science and reasoning abilities on physics and chemistry achievement: a study with portuguese 7th grade students*” (P. Vília, A. Candeias, A. Neto, D. Varelas) e “*Achievement on science education the predictive effect of attitudes and reasoning abilities in portuguese students from 7th grade*” (A. Candeias, P. Vília, A. Neto, D. Varelas), resultantes de comunicações virtuais apresentadas no congresso *EDULEARN14*, Barcelona, utilizaram-se dados referentes às atitudes e às capacidades cognitivas de alunos do 7º ano de escolaridade em relação às disciplinas de Físico-química e Ciências Naturais e ambos tiveram como objetivo principal fornecer uma primeira avaliação da capacidade preditiva das atitudes quando incluídas em análises multivariadas com variáveis de tipo cognitivo, obtidas pelas respostas à BPR – Bateria de Provas de Raciocínio (Almeida & Lemos, 2006).

Após estes dois artigos iniciais tomou-se a decisão de fazer incidir os estudos a desenvolver apenas na disciplina de Físico-química. Esta opção decorreu, por um lado da necessidade de aprofundamento sobre a disciplina de Físico-química que, a nível tanto nacional como internacional, é a que apresenta resultados mais negativos, quer quanto ao rendimento académico quer quanto ao número de alunos que escolhem prosseguir os estudos na área após o final do tronco comum da escolaridade obrigatória. Por outro lado, a diversidade curricular das disciplinas de Ciências Naturais dificulta a definição do objeto de estudo e a coerência das análises a efetuar.

O terceiro artigo “*Academic achievement in Physics-chemistry: The predictive Effect of attitudes and reasoning abilities*” (P. Vília, A. Candeias, A. Neto, M.G.S. Franco, e M. Melo), publicado na revista *Frontiers in Psychology* (DOI: 10.3389/fpsyg.2017.01064) continuou a utilizar o mesmo tipo de abordagem e de metodologia, mas incidiu sobre dados relativos à disciplina de Físico-química em alunos do 9º ano de escolaridade. O 9º ano de escolaridade constitui o principal foco desta dissertação pois trata-se do ano em que os estudantes completam o tronco comum do ensino obrigatório, findo o qual devem escolher qual área científica e a via de ensino que pretendem cursar. Esta escolha tem implicações muito relevantes tanto para a eventual continuação da sua formação a nível superior como para as suas futuras escolhas em termos de carreira profissional.

No quarto artigo “*Attitude towards the discipline of Physics-chemistry and school achievement: revisiting factor structure to assess gender differences in Portuguese high-school students*” publicado no *International Journal of Science Education* (DOI:10.1080/09500693.2019.1706012), utilizámos uma metodologia baseada em técnicas de Modelos de Equações Estruturais, nomeadamente Análise Fatorial Confirmatória Multigrupos, para continuar a analisar a capacidade preditiva das atitudes face à disciplina de Físico-química de alunos do 9º ano de escolaridade. Estas técnicas

permitiram não só estabelecer de forma estatisticamente mais robusta a estrutura fatorial das atitudes medidas como posteriormente utilizar esses dados para analisar a contribuição dos diferentes fatores como preditores do rendimento. A metodologia empregue permitiu ainda proceder a uma análise das diferenças entre géneros tanto nas atitudes como na sua capacidade preditiva.

Antecedendo o capítulo dos Resultados onde serão artigos (Capítulo 4), a dissertação inclui ainda dois capítulos Capítulo 2- Revisão da literatura e Capítulo 3 – Metodologia.

O capítulo 2 inclui a revisão bibliográfica e fundamentação teórica sobre temas base relevantes na área das atitudes, em particular as atitudes dos alunos face às disciplinas escolares e face à ciência escolar. Neste capítulo, são apresentados os conceitos teóricos que permitem compreender e delimitar os construtos estudados e a sua importância no que se refere ao ensino das ciências no ensino básico. A revisão bibliográfica incluída procura evidenciar não só a investigação que é atualmente realizada sobre este tema, como, numa perspetiva histórica, alguns dos trabalhos que historicamente provaram ser fundamentais para esta área do saber. Em linha com os objetivos e questões de investigação definidos, e considerando que foram utilizadas variáveis de tipo cognitivo nas análises multivariadas de rendimento académico, neste capítulo apresentamos também uma breve revisão sobre o conceito de rendimento escolar e sobre a importância dos fatores cognitivos na compreensão do rendimento escolar.

O capítulo 3 aborda questões relativas à metodologia e ao design da investigação utilizados durante o estudo. Abordam-se, sem os constrangimentos de espaço, mas também sem a necessidade de detalhe decorrentes da publicação em revistas científicas, tópicos teóricos fundamentais sobre as metodologias usadas nos vários artigos publicados nomeadamente modelos de regressão linear múltipla, análise fatorial e modelos de

equações estruturais, que permitem compreender e justificar as opções metodológicas efetuadas.

Após o capítulo de apresentação dos resultados, no capítulo 5 - Discussão geral - apresenta-se de uma discussão global dos resultados obtidos nos diferentes artigos publicados, em que se procura integrar o conhecimento produzido em cada um deles.

O capítulo final da dissertação, capítulo 6 - Conclusões - apresenta um conjunto de considerações gerais, resumizando e enquadrando as conclusões dos diferentes artigos que integram esta tese. Neste capítulo, analisam-se algumas limitações e sugerem-se alguns possíveis caminhos para futuros estudos nesta área e algumas implicações práticas dos resultados encontrados.

Capítulo 2 – Revisão da literatura

2. Revisão da literatura

Perante todas as incertezas e transformações que a humanidade enfrenta e as profundas transições na educação (Nóvoa & Alvim, 2020), esta continua a ter um papel fundamental no desenvolvimento mais harmonioso dos indivíduos e da sociedade (Delors, 1996) e a força do modelo escolar “é tal que já nem sequer conseguimos imaginar outras formas de educar” (Nóvoa, 2019, p. 2).

Ao longo do tempo, apesar das várias reestruturações que acontecem ao nível das diferentes políticas públicas e que se repercutem no sistema educativo, a preocupação continua a ser a resposta da educação às expectativas sociais, ou seja, que as pessoas sejam capazes de transformar a sua própria realidade, ultrapassando as suas dificuldades e criando novas oportunidades para si mesmas (Delors, 1996). Como referem Nóvoa & Alvim (2020), o reforço da educação como bem público e comum é o farol que deve orientar as transformações. Isto pressupõe uma escola humanista, que é capaz de escrever a história do futuro no contexto das novas relações com a sociedade e o conhecimento (Nóvoa, 2019) ou seja, desenvolvendo um pensamento coerente com a realidade contemporânea (Caluzi & Rosella, 2003). Daqui decorre, necessariamente, um investimento na formação de professores e nas políticas curriculares (Nóvoa & Alvim, 2020) e a obrigatoriedade de olhar a ciência e os saberes, a partir do todo integrado não fragmentado em áreas científicas estanques e de modo complexo, como defendido por Edgar Morin na Teoria do Pensamento Complexo (Morin, 2006).

Silva et al. (2021) na sua análise sobre representações sociais e ensino de ciências, destacam a importância da função do professor de ciências na construção de representações sociais enquanto produto das nossas ações e comunicações; se essas

representações, criadas e transmitidas pelo professor forem fragmentadas ou distorcidas, elas dificultam o ensino e o desenvolvimento de atividades no âmbito do Ensino de Ciências. Assim, o professor deverá proporcionar aos estudantes a melhor compreensão do mundo em que estão inseridos, devendo para isso, o ensino de ciências proporcionar a) a definição de problemas, b) o levantamento de hipóteses, c) a análise e interpretação de modelos já existentes, d) a comunicação das conclusões da investigação e ainda, e) capacitar para a ação concreta de modo a poder melhorar a melhorar a qualidade de vida individual, coletiva e socioambiental (N. Silva et al., 2021).

Defende Morin (2005) que os fenómenos que se relacionam com o ser humano são explicáveis pelas várias ciências de forma integrada e por isso, conhecer o papel na sociedade das ciências naturais implica ter presente a multiplicidade e a diversidade, não podendo o curriculum ignorar estes aspetos. Esta ideia trouxe a noção de que não seria possível descobrir-se “o segredo do universo numa fórmula” (Caluzi & Rosella, 2003, p. 3) mas antes que o conhecimento exige grande número de interações e interferências entre vários fatores, o que torna difícil fazer determinações precisas, aspeto este que “pretensamente não ocorria nas Ciências Naturais; pois, nestas, havia a ordem do determinismo, o estabelecimento de leis simples e gerais (...) e isto legava-lhes uma hegemonia única (Caluzi & Rosella, 2003, p. 3). O rótulo *não científico* muitas vezes colocado nas Ciências Humanas, passa agora a ser também um assunto das áreas científicas da Física, da Química e da Biologia (Caluzi & Rosella, 2003) não sendo este facto uma contradição, pois os problemas não se podem compartimentar e só podem ser pensados corretamente nos seus contextos sendo esses contextos globais (Morin, 2006). Nada substitui o saber disciplinar, mas é preciso considerar a conexão desses vários saberes colocando o conhecimento em contexto, “pois não é a quantidade de informações

ou o aparato matemático que nos dará o conhecimento pertinente, mas a capacidade que temos de contextualizá-lo” (Caluzi & Rosella, 2003, p. 9).

A Educação deve, portanto, correlacionar os saberes e trabalhar sobre a complexidade que a(s) correlação(ões) encerra(m) (Amado & Boavida, 2008; Morin, 2005). Como referido por Boavida & Amado (2008) em Ciências da Educação o objeto não é propriamente a Educação tal como o senso comum a considera, “mas um outro objeto, que abrange muitos outros objetos, ocultos nos meandros da complexidade que se encerra no próprio conceito de Educação” (Amado & Boavida, 2008, p. 236). Neste sentido, sendo as aprendizagens e o rendimento académico, conceitos multivariados, é fundamental considerar a complexidade como premissa de partida para estudos sobre Educação.

2.1. Rendimento acadêmico

O rendimento acadêmico dos alunos, é um conceito fundamental em quase todos os aspectos do processo educativo pois serve de orientação para todos os programas de melhoria educacional, fornece informação para os processos de responsabilização e prestação de contas na educação e serve como variável de resultado em muitos estudos de investigação educacional (Guskey, 2013; Spinath, 2012). No entanto, apesar da importância que lhe é atribuída, a definição de rendimento acadêmico não é consensual, variando por exemplo consoante o interveniente no processo educativo que o está a definir (por exemplo alunos, professores, pais, responsáveis administrativos ou políticos) ou com o contexto em que o construto está a ser utilizado (Guskey, 2013). Uma possível definição geral é proposta por Steinmayr et al. (2014): “rendimento acadêmico representa os resultados de desempenho que indicam até que ponto foram atingidos objetivos específicos que foram o foco de atividades em ambientes de aprendizagem, especificamente na escola. Bates et al. (2013) definem-no como “a determinação das competências académicas dos estudantes nas áreas de conteúdo definidas e das competências necessárias para ter sucesso na escola e em contextos do dia-a-dia”. Uma outra definição é apresentada por Spinath (2012) “rendimento acadêmico é o termo geral para os resultados de desempenho em domínios intelectuais ministrados na escola”.

O ponto comum em todas estas definições parece ser que a noção de rendimento acadêmico implica a definição de objetivos e a determinação do grau em que estes foram ou não atingidos. No entanto a multiplicidade de atores do processo educativo e dos contextos em que cada um deles define os respetivos objetivos educacionais, faz com que o rendimento acadêmico adquira uma natureza multifacetada que pode abordar diferentes domínios de aprendizagem, muitas vezes medidos de muitas maneiras diferentes, e para propósitos distintamente diferentes. Torna-se assim essencial que a utilização deste

conceito seja acompanhada por uma especificação do domínio dos objetivos de aprendizagem considerados em cada caso (Guskey, 2013).

A noção de rendimento académico está intrinsecamente associada à avaliação das aprendizagens, uma dimensão reconhecidamente relevante do processo educativo, que se vai tornando cada vez mais importante na vida dos alunos à medida que progridem na escolaridade (Hughes, 2022; OCDE, 2019b). Trata-se, de facto, de um regulador decisivo na vida escolar dos alunos, assumindo um poder catalisador tanto positivo como negativo no investimento escolar e possuindo um estatuto de omnipresença na vida escolar dos alunos e professores, na medida em que, para os alunos é o indicador definitivo do seu sucesso ou insucesso e para os professores é um operador de poder e autoridade e, menos frequentemente, um operador ao serviço da aprendizagem (Alves, 2013).

No contexto da educação, a expressão “avaliação pedagógica” traduz normalmente um processo através do qual os professores recolhem, analisam e interpretam informações referentes às aprendizagens dos alunos, seja com objetivos formativos, no sentido de os ajudar nas suas aprendizagens (avaliação *para* as aprendizagens), ou com fins sumativos como é o caso da atribuição de notas, que podem ou não ter finalidades classificatórias, mas que devem representar um ponto de situação sobre as aprendizagens efetuadas num determinado período de tempo (avaliação *das* aprendizagens) (D. Fernandes, 2021).

Tanto a nível nacional como internacional o rendimento académico é normalmente traduzido tanto em notas internas, isto é, atribuídas pelo professor ou professores responsáveis pela lecionação, como em notas externas, caso dos exames e testes de aferição de carácter nacional. Em alguns contextos, em particular ao nível da aferição de políticas nacionais e na comparação internacional, utilizam-se ainda os graus académicos e as taxas de graduação como indicadores do rendimento académico. Atualmente, no entanto, a forma mais usual de comparação internacional dos rendimentos académicos é

através de programas internacionais de grande escala como sejam os implementados pela OCDE, por exemplo o PISA (Programme for International Student Assessment) ou o PIRLS (Progress in International Reading Literacy Study), ou os efetuados pela Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA), por exemplo, Reading Literacy ou TIMSS (Third International Mathematics and Science Study) (D. Fernandes, 2007; Spinath, 2012).

A questão da representatividade das notas internas, por comparação com as notas externas, é alvo de debate desde há muito dentro da comunidade educativa (Alves & Machado, 2013; D. Fernandes, 2019; Spinath, 2012). A utilização de avaliações externas como sejam exames nacionais, provas de aferição ou testes intermédios, é muito criticada em particular pelos defensores da utilização das avaliações como ferramenta pedagógica de melhoria das aprendizagens dos alunos e não apenas uma forma de classificar e seriar, embora sejam usadas, nacional e internacionalmente, como medida da qualidade da educação nomeadamente por decisores políticos que argumentam pelo seu rigor, exigência e capacidade de gerar medidas capazes de permitir comparações válidas entre os alunos, as escolas ou mesmo os professores (Alves & Machado, 2013; D. Fernandes, 2019).

Em termos pedagógicos parece existir um certo consenso de que as avaliações internas, ao traduzirem um processo dinâmico de interação entre os professores e os alunos nas salas de aula de uma forma contínua, permitem uma representação mais fidedigna daquilo que os alunos sabem e são capazes de fazer (D. Fernandes, 2019). No entanto, as avaliações internas assumem muitas vezes um carácter fortemente sumativo associado à tomada de decisões sobre o progresso académico dos alunos ou à sua certificação, limitando assim o seu efeito promotor da melhoria das aprendizagens (D. Fernandes, 2007).

Uma outra questão muitas vezes levantada relativamente às classificações internas prende-se com a sua consistência e a sua validade; no entanto as notas internas têm demonstrado uma clara correlação com os testes externos de desempenho e são consistentemente preditores eficazes de persistência educacional, ou de sucesso futuro no domínio académico (Brookhart et al., 2016; P. L. Silva et al., 2022; Spinath, 2012). Brookhart et al. (2016) defendem mesmo que é a natureza multivariada do rendimento medido através das notas internas, que incorporam para além do conhecimento de conteúdo dos alunos fatores como o esforço, a motivação, a atenção ou a participação, que explica a sua maior capacidade de prever o sucesso académico futuro dos alunos quando comparadas com os testes externos.

Em Portugal, Silva et al. (2022) analisaram o efeito preditivo das notas do ensino secundário e dos exames nacionais no desempenho dos alunos no primeiro ano do ensino superior, verificando que ambos eram bons preditores, embora as notas de exame apresentassem efeitos menores. Os autores calcularam também um índice de seletividade para as diferentes instituições de ensino superior estudadas e concluíram que nas instituições mais seletivas o efeito das notas de exame é mais elevado, ocorrendo o contrário nas menos seletivas. As explicações propostas para estas diferenças são o facto de as notas nos exames de admissão dos alunos em instituições menos seletivas estarem mais dependentes de idiosincrasias pontuais resultantes da natureza de tudo ou nada dos exames, variações nos procedimentos de acesso entre as instituições (por exemplos as combinações de exames exigidas) e por fim o nível socioeconómico dos alunos, habitualmente mais elevado nas instituições mais seletivas, o que corresponde a maior apoio parental e mais apoio na preparação para exame. Em termos globais os autores defendem a validade de ambos os critérios, notas de secundário e de exame, como preditores do rendimento no ensino superior (P. L. Silva et al., 2022).

A noção de *nota* é por vezes confundida com a de *classificação*, de tal forma que em Portugal por vezes as duas palavras sejam utilizadas indistintamente, embora em rigor se trate de conceitos distintos. Classificação refere-se ao conjunto de procedimentos e técnicas utilizadas para determinar as notas, que por sua vez são apenas um símbolo através do qual se resume o que o aluno sabe e é capaz de fazer no final de um determinado período de tempo sendo deste modo as notas, os símbolos que representam o rendimento académico dos alunos (D. Fernandes, 2021).

Importa ainda salientar que a informação utilizada no processo avaliativo que correspondente às avaliações internas, é de natureza multivariada pois para além de se referir à componente cognitiva das aprendizagens efetuadas pelos alunos, medida por diversos indicadores de desempenho como notas de testes ou trabalhos, pode também incluir informação relativa a outras variáveis de natureza não cognitiva como sejam as atitudes, o nível de esforço, os interesses a assiduidade ou o comportamento (Brookhart, 2017; Brookhart et al., 2016). Deste modo, pode também dizer-se que o rendimento académico é também ele um construto de natureza multivariada (Brookhart et al., 2016; D. Fernandes, 2007; Spinath, 2012).

O vasto conjunto de trabalhos de investigação, tanto empírica como teórica, que se debruçam sobre os fatores que influenciam o rendimento académico constituem um corpo de conhecimento virtualmente impossível de resumir, podendo referir-se, meramente a título de exemplo, ao nível das características dos alunos, o género, a idade, as aptidões de tipo cognitivo (por exemplo memória, raciocínio ou pensamento crítico) ou afetivo (atitudes, motivação ou interesse); ao nível das variáveis sociodemográficas a escolaridade dos pais, o rendimento económico ou o acesso a livros e outras fontes de informação; ao nível da escola a área de conteúdo, o tipo de metodologia de ensino utilizada, o tipo de escola. O livro “The factors effecting student achievement” (Ed.

Karadag, 2017), em que se reúnem meta-análises de estudos empíricos sobre fatores que afetam o rendimento dos alunos inclui 18 capítulos, cada um contendo meta-análises relativas a um fator, demonstra a diversidade de fatores relevantes e simultaneamente a sua natureza multivariada do rendimento acadêmico.

2.2. Fatores cognitivos e sua relação com o rendimento acadêmico

A OCDE por intermédio do seu Programa PISA constitui-se atualmente como uma das instituições mundiais, mais reputadas no domínio da avaliação da educação. No *framework* que enquadra e define a última edição do Programa, definem-se três competências específicas do domínio da ciência necessárias para permitir a um indivíduo compreender e envolver-se em discussões críticas sobre questões que envolvem ciência e tecnologia: “A primeira é a capacidade de *fornecer relatos explicativos* de fenómenos naturais, artefactos técnicos e tecnologias e as suas implicações para a sociedade. A segunda é a competência de *utilizar o conhecimento e a compreensão* do inquérito científico para identificar questões que possam ser respondidas por inquérito científico, propor formas de abordar tais questões; e identificar se foram utilizados procedimentos adequados. A terceira é a competência “para *interpretar e avaliar cientificamente* dados e provas e avaliar se as conclusões são justificadas” [ênfase adicionada] (OCDE, 2019a, p. 99). Como se pode observar pelos destaques efetuados nas definições propostas, são salientadas diversas competências relacionadas com o domínio cognitivo dos alunos como sejam explicar, compreender, interpretar e resolver problemas. Todas estas competências estão habitualmente associadas com o conceito de inteligência considerado como o melhor preditor do comportamento humano, determinante para o sucesso não só no contexto educativo como para além deste na vida dos cidadãos (Colom et al., 2010; Lemos & Almeida, 2019).

O conceito de inteligência é considerado um “dos fenómenos mais centrais de toda a ciência comportamental, com poderes explanatórios muito vastos” (Jensen, 1998, p. xii), muito embora historicamente a sua avaliação esteja envolta em bastante controvérsia pois, por um lado pode permitir determinar os pontos fortes e fracos dos indivíduos e, por essa via levar a intervenções que os ajudem a atingir mais eficazmente todo o seu potencial;

por outro lado, no entanto pode também ser usada para criar segregação entre as pessoas e servir de fundamentação para intervenções tão ignóbeis como o extermínio do indivíduos com deficiência mental levado a cabo na Alemanha Nazi ou outras tendências eugénicas semelhantes (Wasserman, 2018). No contexto escolar a principal justificação para a utilização de testes de inteligência é a recolha de informação útil para auxiliar a ultrapassar dificuldades de aprendizagem de alguns alunos e a explicar as suas escolhas vocacionais, embora se deva também exercer alguma cautela na sua utilização pois as aprendizagens e o rendimento académico são multivariados e por isso explicados por outras variáveis para além das cognitivas (Candeias et al., 2007; Lemos et al., 2008).

A definição do conceito de inteligência, continua ainda hoje a ser motivo de debate, apesar do enorme volume de investigação e das inúmeras tentativas de teorização efetuadas ao longo do tempo. Robert Sternberg, um dos mais reconhecidos autores nesta área, logo no início do primeiro capítulo intitulado “O conceito de inteligência” na segunda edição do *The Cambridge Handbook of Intelligence*, levanta uma série de questões sobre a natureza do conceito: por exemplo se será um construto fatorial hipotético, um conjunto de processos a ocorrer no cérebro ou uma mera invenção cultural, afirmando que muitas vezes este campo do saber tem sido marcado por debates ruidosos, frequentemente sobre quais as perguntas a fazer e não sobre quais as melhores repostas para uma determinada questão (Sternberg, 2020, p. 3).

Wasserman (2018, pp. 37–38) apresenta uma tabela com trinta e uma definições de inteligência cobrindo um período histórico entre 1855 e 1986, mas cita Jensen (1998) quando este recomenda aos psicólogos que “deixem cair a palavra malfadada do nosso vocabulário científico, ou usem-na apenas entre aspas, para se lembrarem que não só é cientificamente insatisfatória, mas totalmente desnecessária” (Jensen, 1998, p. 49) acabando, apesar disso, por relembrar a definição proposta por Carl Bereiter: “é aquilo

que se usa quando não se sabe o que fazer” (Jensen, 1998, p. 111). No entanto as várias definições parecem convergir para noções semelhantes sobre este conceito espelhadas na definição proposta por Gottfredson (1997, p. 13): “inteligência é uma capacidade muito geral que, entre outras coisas, envolve a uma capacidade intelectual geral que envolve a capacidade de raciocinar, planejar, resolver problemas, pensar abstratamente, compreender ideias complexas, aprender rapidamente e aprender com a experiência, (...) refletindo uma capacidade mais ampla e profunda de compreender o nosso ambiente”. Colom et al. (2010) defendem esta definição e acrescentam que estas atividades devem “ser integradas no sentido de adaptar o nosso comportamento ao ambiente, selecionando os contextos mais adequados ou modificando o mundo quando a adaptação ou a seleção não forem uma opção” (p. 490), para depois concluírem que a integração das diversas funções e capacidades cognitivas é dependente de uma capacidade geral – “inteligência geral ou g” (p.490).

O conceito de inteligência geral foi proposto inicialmente por Spearman (1904) como resultado de análises correlacionais de vários testes psicológicos de discriminação sensorial, desempenho acadêmico, talento musical e senso comum, que segundo ele mostravam que “todos os ramos de atividade intelectual têm em comum uma função (ou grupo de funções) fundamental (Spearman, 1904, p. 284). Este fator g, determinado por métodos psicométricos, a partir da variância comum em baterias de testes de inteligência, mostrou depois estar fortemente correlacionado por exemplo com desempenho escolar, desempenho profissional em vários ramos profissionais, rendimento auferido ou criatividade (Jensen, 1998). Embora ao longo do tempo vários autores tenham questionado a existência ou o valor do fator g, este é atualmente aceite pela maioria dos autores de estudos sobre inteligência, sendo ser consensual que se trata de um preditor importante de resultados em diversas áreas relevantes, não existindo um substituto

comparável mesmo quando as diferentes performances são também determinadas por outros fatores (Wasserman, 2018).

A teoria da inteligência geral de Spearman (1904) abriu caminho à utilização de métodos estatísticos, em particular de análise fatorial, na análise da estrutura da inteligência, na medida em que a variância no desempenho de várias tarefas cognitivas, é dividida entre o fator geral (*g*) partilhado entre as todas as tarefas e fatores específicos, que são exclusivos de cada tarefa individual (Wasserman, 2018). As variações no nível de desempenho em determinadas classes de tarefas mentais ou cognitivas permitem definir capacidades cognitivas cuja organização e estrutura permitem por sua vez definir e medir a inteligência (Colom et al., 2010).

O desenvolvimento de numerosos testes específicos para diversas capacidades cognitivas, levou ao aparecimento de várias taxonomias identificando capacidades cognitivas de grau mais geral ou mais específico, que posteriormente por intermédio das técnicas de análise fatorial levaram ao desenvolvimento de modelos hierárquicos de estrutura de inteligência (Colom et al., 2010; Sternberg, 2020; Wasserman, 2018). Este tipo de modelos, genericamente designados por modelos psicométricos, têm dominado a investigação sobre inteligência desde o seu início, embora atualmente alguns outros modelos de orientação predominantemente cognitiva tenham vindo a ganhar importância (Lakin & Kell, 2020).

O modelo psicométrico mais importante na área da estrutura e taxonomia das capacidades cognitivas humanas, ou seja, da inteligência humana é o modelo de Cattell-Horn-Carroll (CHC) resultante da combinação de modelos propostos separadamente por cada um dos autores que dão nome ao modelo (Lakin & Kell, 2020; Lemos & Almeida, 2019; Schneider & McGrew, 2018). Este modelo tem como ideia basilar o conceito de que a inteligência é multidimensional e integrada funcionalmente, ou seja, as suas dimensões

podem ser estudadas e compreendidas em termos dos seus antecedentes, das correlações e das relações causais existentes entre elas (Schneider & McGrew, 2018). Tratando-se de um modelo hierárquico presume que as capacidades cognitivas se podem organizar em níveis, com graus sucessivamente maiores de generalidade. No caso do CHC, o nível de topo, dos três que constituem o modelo, corresponde à inteligência geral ou fator *g* de Spearman (1904). No segundo nível encontram-se 8-10 fatores amplos, que resultam do agrupamento de cerca de 70-90 habilidades cognitivas específicas, primárias, passíveis de ser medidas diretamente ao contrário das dos níveis superiores, como sejam a compreensão verbal, a visualização espacial ou habilidades numéricas, normalmente associadas com tarefas específicas como por exemplo distinguir se duas linhas são ou não paralelas ou repetir frases após ouvi-las uma vez (Lakin & Kell, 2020; Lemos & Almeida, 2019; Woodcock et al., 2018).

Os fatores amplos incluem a inteligência fluida (*Gf*) normalmente associada ao raciocínio e considerado o fator mais próximo da inteligência geral, a inteligência cristalizada (*Gc*) o conhecimento quantitativo (*Gq*) a leitura-escrita (*Grw*) a memória de curto prazo (*Gsm*) o processamento visual-espacial (*Gv*) o processamento auditivo (*Ga*) o armazenamento e recuperação de longo prazo (*Glr*) a velocidade de processamento (*Gs*) e a rapidez de decisão (*Gt*) (Lakin & Kell, 2020; Primi, 2003; Schneider & McGrew, 2018).

A inteligência fluida foi proposta originalmente por Raymond Cattell (1943) para designar uma capacidade cognitiva geral de raciocínio utilizada quando os conhecimentos prévios não podem ser utilizados para resolver problemas, distinguindo-as de capacidades associadas ao armazenamento e utilização de conhecimento previamente adquirido que ele denominou inteligência cristalizada (Lakin & Kell, 2020; Woodcock et al., 2018). Primi (2003) descreve inteligência fluida como “Capacidade ligada às operações mentais de raciocínio em situações novas minimamente dependente de conhecimentos adquiridos.

Capacidade de resolver problemas novos, relacionar ideias, induzir conceitos abstratos, compreender implicações, extrapolação e reorganização de informações.” (p. 69) e inteligência cristalizada como capacidade “associada ao conhecimento declarativo (conhecimento de fatos, ideias, conceitos) e ao conhecimento de procedimentos (raciocinar com procedimentos aprendidos previamente para transformar o conhecimento)” (p. 69).

Cattell (1987) propôs que durante o desenvolvimento inicial de um indivíduo existe apenas uma única capacidade geral (que designou por *Gf*) associada a fatores genéticos e ao funcionamento neurológico, que pode ser associada a qualquer área sensorial, motora ou de memória e que determina a taxa de aprendizagem da criança em diferentes tarefas (e.g. espacial, numérica ou conceptual). Posteriormente através da prática e da experiência desenvolvem-se conhecimentos e competências (*Gc*) que são, portanto, resultantes de *Gf* e do esforço, motivação e interesse e dos níveis prévios de *Gc*. Desta forma ficaria explicada segundo Cattell as observações segundo as quais a correlação entre *Gf* e o fator *g* é praticamente perfeita ou, pelo menos, muito elevada (Cattell, 1987). Estas propostas, embora alvo de contestação, foram confirmadas por alguns estudos empíricos posteriores (e.g. Kvist & Gustafsson, 2008).

Jonh Carrol (1993) analisou mais de 400 bases de dados de estudos de análise fatorial de capacidades cognitivas e verificou que o modelo de inteligência que melhor se ajustava aos dados consistia em três níveis (mais tarde designado Modelo de três estratos de inteligência) estando a inteligência fluida (*Gf*) incluída no segundo nível. Carrol (1993) constatou ainda que a *Gf* é o fator com maior influência sobre a inteligência geral e que por sua vez, os determinantes mais poderosos de *Gf* são os testes de raciocínio abstrato, incluindo os testes de matrizes de figuras que classificou no grupo das tarefas de raciocínio indutivo. A relação entre estes três conceitos é tão estreita que alguns autores

propuseram mesmo que eles são idênticos embora outros autores mantenham a ideia de que são apenas fortemente correlacionados (Lakin & Kell, 2020). Em ambos os casos o que parece ser verdade é que as capacidades de raciocínio constituem o cerne das competências cognitivas humanas (Lakin & Kell, 2020).

Segundo Lakin e Kell (2020), uma outra contribuição importante da investigação produzida no âmbito do modelo CHC é que o raciocínio (fator *Gf*) pode ser decomposto em três subfatores:

- a) raciocínio dedutivo, que inclui tarefas normalmente com uma componente verbal que invocam a necessidade de retirar conclusões a partir da análise de combinações de premissas formuladas seguindo várias etapas lógicas;
- b) raciocínio indutivo, que engloba tarefas, muitas vezes medidas pela análise de figuras, nas quais se deve examinar um conjunto de estímulos procurando encontrar regularidades (padrões ou regras) que caracterizem as relações entre os estímulos e
- c) raciocínio quantitativo, relativo a tarefas de natureza indutiva ou dedutiva sobre conceitos envolvendo relações e conceitos matemáticos quantitativos.

Deste modo um bom teste de raciocínio, que como ficou exposto anteriormente, correspondente em larga medida a um bom teste de capacidades cognitivas, deve medir este conjunto de fatores ou pelo menos não ser fortemente desequilibrado em favor de nenhum deles (Lakin & Kell, 2020).

Em Portugal um dos testes de raciocínio mais reconhecidos e utilizados é a Bateria de Provas de Raciocínio (Almeida & Lemos, 2006; Lemos et al., 2006) que, fundamentando-se nas concepções fatoriais de inteligência, reúne um conjunto de provas de conteúdo diversificado, mas todas com o objetivo de analisar capacidades de raciocínio indutivo-dedutivo, procurando avaliar aspetos cognitivos ligados à inteligência geral e

simultaneamente outros aspetos mais associados a capacidades específicas (Lemos et al., 2006). Este conjunto de testes originou-se a partir da Bateria de Provas de Raciocínio Diferencial (Almeida, 1986) que por sua vez se tinha originado dos Testes de Raciocínio Diferencial de Meuris (1969, como citado em Almeida, 1986). Existem atualmente diferentes versões adequadas a vários níveis de escolaridade: BPR5/6 para alunos que dos 5º. e 6º. anos de escolaridade; BPR7/9 para alunos dos 7º., 8º. e 9º. anos; e BPR10/12 para alunos dos 10º., 11º. e 12º. anos (Lemos et al., 2006), tendo também já sido efetuados estudos exploratórios em alunos universitários (Almeida et al., 2010).

A prova consiste em quatro (versão para o 2º. ciclo do ensino básico) ou cinco provas (versões para o 3º. ciclo do ensino do ensino básico e para o ensino secundário) (Lemos et al., 2006, 2008):

- Prova RA, de raciocínio abstrato, formada analogias entre figuras sem significado aparente;
- Prova RN, de raciocínio numérico, constituída por sequências numéricas, lineares ou alternadas;
- Prova RV, de raciocínio verbal, composta por analogias tomando relações entre palavras;
- Prova RP (BPR5/6), de raciocínio prático, contendo problemas lógicos do quotidiano de alguma complexidade informativa;
- Prova RE (BPR7/9 e BPR10/12), de raciocínio espacial, que consiste em séries lineares ou alternadas, de cubos em movimento;
- Prova RM (BPR7/9 e BPR10/12), de raciocínio mecânico, com problemas associada a experiências quotidianas, envolvendo conhecimentos de física e mecânica.

As diferentes provas relacionam-se com fatores específicos da taxonomia CHC (Lakin & Kell, 2020). A prova RA relaciona-se com a inteligência fluida (Gf), solicitando capacidades de raciocínio em situações novas com pouco ou nenhum conhecimento prévio, criação de conceitos e compreensão das implicações. O teste RN também associado a Gf e a capacidades quantitativa (Gq), consiste em compreender conceitos quantitativos básicos como operações aritméticas básicas e manipulação de símbolos numéricos. A prova RV, associa-se a Gf e principalmente a Gc , relacionando-se esta última com aumento e profundidade de conhecimentos verbais e à capacidade de raciocinar usando conceitos previamente aprendidos. A prova RP, relaciona-se com raciocínio dedutivo e Grw (leitura e escrita), isto é conhecimento adquirido em competências básicas da compreensão de textos e expressão escrita. A prova RE está associada a Gf e fundamentalmente à capacidade de processamento espacial (Gv), que consiste em habilidades de representação e manipulação de imagens mentais, transformando-as em novas representações. A prova RM, avalia conhecimentos práticos de mecânica e física, adquiridos em experiências quotidianas, requerendo capacidades do âmbito da Gc , Gf e Gv (Almeida et al., 2010; Primi & Almeida, 2000).

Como se pode verificar todas as provas da BPR avaliam em maior ou menor grau a inteligência fluida, bem como outros fatores cognitivos mais específicos, apresentando-se por isso como um teste capaz de fornecer uma medida global das aptidões cognitivas gerais dos alunos (Lemos et al., 2008). A composição variada das diferentes provas, reforça a capacidade avaliativa da BPR permitindo uma estimativa adequada e alargada das capacidades e funcionamento cognitivo dos alunos (Almeida & Lemos, 2005).

A correlação entre as capacidades cognitivas dos alunos e as suas classificações escolares é conhecida e assumida há já bastante tempo (Deary et al., 2007; Jensen, 1998; Lemos et al., 2008; Lemos & Almeida, 2017; Neisser et al., 1996; Spearman, 1904) podendo

mesmo dizer-se que foi a principal força motriz que esteve na origem do desenvolvimento dos primeiros testes de inteligência (Deary et al., 2007), sendo que a descoberta do fator *g*, isto é, da inteligência geral por Spearman (1904) resultou também da análise das diferenças individuais nas notas escolares.

Em Portugal diversos estudos, conduzidos com recurso à BPR, têm verificado a existência de correlações entre inteligência e o rendimento escolar, em diferentes anos de escolaridade e em relação a diferentes disciplinas escolares, embora ocorram variações no grau de correlação tanto em função daqueles fatores como de outros nomeadamente o género dos alunos. Em vários destes estudos foi também determinada a capacidade preditiva das várias provas da BPR relativamente ao rendimento escolar (Almeida & Lemos, 2005; Lemos et al., 2006, 2008).

De um modo geral os resultados dos vários estudos revelam que tanto as correlações entre as provas da BPR e o rendimento escolar como a sua capacidade preditiva, vão diminuindo progressivamente à medida que se avança na escolaridade, indicando uma menor relevância das variáveis cognitivas no rendimento académico nos anos escolares mais avançados (Almeida & Lemos, 2005; Lemos et al., 2008). Verifica-se também que as correlações mais relevantes e estatisticamente significativas ocorrem nos testes que mais apelam às aptidões verbais, numéricas e lógicas, ao contrário dos mais orientados para a avaliação de aptidões práticas, espaciais e preceptivas, que estão normalmente menos presentes nas aprendizagens académicas. Um outro dado relevante, evidenciado pelos resultados de vários destes estudos, é a maior associação entre as capacidades cognitivas, medidas pelas diferentes provas e o rendimento académico nas disciplinas cujo conteúdo mais se aproxima dos itens das provas, por exemplo a prova RV e as disciplinas de língua portuguesa ou a RN e as disciplinas de matemática (Almeida & Lemos, 2005; Lemos et al., 2006, 2008).

A razão pela qual os testes de raciocínio e o sucesso académico estão correlacionados resulta do facto das atividades requeridas para as aprendizagens escolares necessitarem das habilidades cognitivas medidas pelos testes. O sucesso em praticamente todos os tipos de aprendizagens, como por exemplo compreender um texto, aplicar conceitos matemáticos para resolver um problema, abstrair a informação dada para formar regras mais gerais ou detetar padrões e regularidades na informação, requer a utilização de capacidades cognitivas (Lakin & Kell, 2020). No entanto o consenso geral entre os diferentes investigadores nesta área é que o raciocínio não é uma capacidade inata, mas sim que se pode desenvolver, sendo genérico relativamente ao contexto ou ao conteúdo em que é utilizado, e formado por um vasto conjunto de capacidades cerebrais, recrutando numerosos processos neurais (Lakin & Kell, 2020).

A escola, enquanto espaço por excelência de aprendizagem e criação de competências, constitui um tempo e um contexto fundamentais para o desenvolvimento de capacidades cognitivas no geral e de raciocínio em particular. Uma meta-análise de estudos dos efeitos da educação escolar na inteligência abrangendo 42 bases de dados, correspondendo a mais de 600000 participantes, concluiu que a educação parece ser o método mais consistente, robusto e durador de aumentar a inteligência (Ritchie & Tucker-Drob, 2018). Isto mesmo é reconhecido por organizações internacionais que se dedicam ao estudo do desenvolvimento das sociedades humanas como é o caso da OCDE, que considera que a capacidade de utilizar processos cognitivos para compreender, raciocinar e resolver situações concretas é decisiva para a prática de uma cidadania consciente (OCDE, 2019a). O mesmo se passa ao nível dos documentos orientadores das políticas educativas nacionais como é o caso do Perfil dos Alunos à Saída da Escolaridade Obrigatória (DGE, 2017) que inclui o raciocínio e a resolução de problemas no conjunto das dez áreas de competências centrais dos cidadãos de sucesso, definindo raciocínio como “processos

lógicos que permitem aceder à informação, interpretar experiências e produzir conhecimento” e resolução de problemas como “os processos de encontrar respostas para uma nova situação, mobilizando o raciocínio com vista à tomada de decisão, à construção e uso de estratégias e à eventual formulação de novas questões” (DGE, 2017, p. 23).

2.3. Atitudes breve revisão de conceitos, teorias e modelos

2.3.1. Resenha histórica. O significado ao longo do tempo

O conceito de *atitude* é o mais estudado na história da psicologia social (Briñol et al., 2019; Briñol & Petty, 2012; Cooper et al., 2016; Maio et al., 2019). A sua importância resulta do facto de elas moldarem a forma como percebemos o mundo físico e social e da influência que exercem sobre os nossos comportamentos (Ajzen et al., 2019; Albarracín et al., 2008; Gawronski & Bodenhausen, 2007; Hogg & Vaughan, 2022). Embora a própria psicologia social se tenha autonomizado como ciência a partir da psicologia e da sociologia há pouco mais de um século, com a publicação em 1908 nos Estados Unidos da América de dois livros, ambos intitulados *Social Psychology*, um do psicólogo W. McDougall e outro do sociólogo E. Ross (Santos, 2006), apenas dez anos depois, (Thomas e Znaniecki (1918, como citado em Cooper et al., 2016) escreveram que a psicologia social era essencialmente o estudo das atitudes.

A palavra *atitude* tem origem etimológica no vocábulo *aptitudīne* do latim tardio que significa “pronto para a ação” (Hogg & Vaughan, 2022), através do italiano e francês *attitude*. Na sua origem não estava relacionada com um conceito psicológico, mas antes com uma postura corporal, por exemplo de bailarinos ou atores (Galton, 1884, como citado em Briñol & Petty, 2012; Fazio, 2007). Esta utilização ainda hoje se mantém, sendo também utilizada relativamente à postura física de um objeto como por exemplo de um avião. Apenas no século XVIII surgem as primeiras referências a *atitude* como uma postura corporal que refletia o estado mental do indivíduo, tendo Charles Darwin aplicado este significado nos seus estudos sobre as reações de fuga ou luta dos animais (Shrigley et al., 1988).

Somente no século XIX a palavra passou a ser usada para referenciar uma opinião ou uma sensação acerca de um objeto (Cooper et al., 2016; Fazio, 2007). Entendidas desta forma, são compreensíveis a importância e a indispensabilidade das atitudes, uma vez que na sua interação com o meio natural e social que os rodeia, os seres humanos fazem permanentemente avaliações quer seja no momento de escolher a próxima refeição ou próximo computador, quer seja quando decidem em qual candidato votar ou, quando refletem ou se pronunciam sobre um determinado acontecimento, grupo social ou mesmo sobre si próprios. As atitudes expressam as nossas avaliações, influenciam as nossas percepções e orientam o nosso comportamento, fornecendo por isso informações sobre o nosso pensamento e o nosso comportamento (Cooper et al., 2016).

Em 1935, ou seja menos de vinte anos após o “nascimento” da psicologia social, Gordon Allport (1935) afirmava que o conceito de atitude é provavelmente o mais indispensável conceito da psicologia social. Esta afirmação mantém-se verdadeira até aos dias de hoje, pelo menos a julgar pelo número de trabalhos de investigação publicados nesta área; uma pesquisa no Google Académico com a palavra “attitude” retorna mais de quatro milhões de resultados (pesquisa realizada a 20 de fevereiro 2022). No entanto apesar deste enorme volume de investigação e da importância que lhes é atribuída, a definição conceptual de atitude tem sofrido muitas alterações acompanhando os avanços da investigação (Bohner & Dickel, 2011; Eagly & Chaiken, 2007) e muitas definições de atitude têm sido propostas ao longo do tempo. Allport em 1935 identifica mais de uma centena, propondo depois ele próprio uma nova definição (Allport, 1935) mas a discussão mantém-se ativa no século XXI, com diversos autores propondo diferentes modelos do conceito de atitude em função das especificidades da sua linha de investigação (Gawronski, 2007).

2.3.2. Definições e modelos de atitude

Um denominador comum a todas as definições é o carácter avaliativo das atitudes (Bohner & Dickel, 2011; Cooper et al., 2016; Maio et al., 2019) que já está expresso naquela que é provavelmente uma das mais conhecidas das definições iniciais, apresentada por Allport (1935): Uma atitude é um estado mental e neural de prontidão, organizado através da experiência, exercendo uma influência diretiva ou dinâmica sobre a resposta do indivíduo a todos os objetos e situações com os quais está relacionado, ou noutra bastante mais parcimoniosa, embora referindo apenas a componente afetiva, proposta por Thurstone (1946, como citado em Cooper et al., 2016): “atitude é a intensidade do afeto a favor ou contra um objeto psicológico”. A componente avaliativa é mantida e até reforçada, na mais consensual e mais referenciada das definições modernas, proposta por Alice Eagly e Shelly Chaiken (1993, p. 1): “uma atitude é uma tendência psicológica que é expressa por avaliar uma entidade em particular com algum grau de favorecimento ou desfavorecimento”, que esclarecem que as atitudes se desenvolvem com base em respostas avaliativas, enfatizando que um indivíduo apenas cria uma atitude quando responde avaliativamente a uma entidade específica. Cinco anos antes, Zanna e Rempel (1988, como citado em Haddock & Maio, 2019) tinham também definido atitude como “a categorização de um objeto de estímulo ao longo de uma dimensão avaliativa”, referindo que a avaliação é ela própria o resultado de informações afetivas, cognitivas e comportamentais ou de uma combinação das três. Crano e Prislin (2006) mantêm o foco no carácter avaliativo e na referência às dimensões afetiva e cognitiva das atitudes: “uma atitude representa uma integração avaliativa de cognições e afetos experimentados em relação a um objeto. As atitudes são os julgamentos avaliativos que integram e resumem essas reações cognitivas/afetivas” (p. 347).

Outras definições mais elaboradas, embora mantendo sempre como nuclear a componente avaliativa das atitudes, apresentam variações que traduzem diferentes modelos estruturais de formação e funcionamento das atitudes, nomeadamente quanto à sua existência como entidades psicológicas estáveis armazenadas na memória ou como julgamentos temporários construídos no instante em que são utilizados, com base na informação disponível no momento (Bohner & Dickel, 2011).

Fazio et al. (1995) definem atitude como “associações na memória entre o objeto de atitude e a sua avaliação” (p. 247), considerando-as como entidades estáveis representadas na memória, como qualquer outro tipo de conhecimento. Na sua perspectiva as atitudes sumarizam as nossas aprendizagens anteriores relativamente ao valor dos resultados produzidos por um determinado objeto, constituindo, portanto, uma avaliação global a ele associada. Quando esse objeto (ou outro suficientemente relacionado) é reencontrado, as atitudes, caso sejam suficientemente fortes são automaticamente ativadas, servindo de ponto de partida para a nossa avaliação do objeto na situação imediata (Fazio, 2007; Fazio & Olson, 2014).

O modelo MCM (MetaCognitive Model) apresentado por Richard Petty (2006) também considera as atitudes como associações objeto-avaliação mas, neste caso, os objetos atitudinais podem estar simultaneamente associados a avaliações positivas e negativas, existindo “etiquetas” validadoras, positivas ou negativas, de carácter metacognitivo, que validam (ou invalidam) as atitudes com diferentes graus de confiança. A força das associações entre as etiquetas e as atitudes determina a probabilidade de serem ativadas juntamente com a atitude. Desta forma é possível compreender a existência de atitudes ambivalentes, que resultarão em avaliações positivas ou negativas dependendo da força das etiquetas a elas associadas, podendo mesmo uma atitude “indesejável” ser corrigida

se a respetiva etiqueta for ativada automaticamente (Petty et al., 2007; Petty & Briñol, 2014).

Como exemplo de modelo construcionista, isto é que defende que as atitudes são construídas momentaneamente quando necessário, pode citar-se o proposto por Norbert Schwarz que afirma que “as atitudes são construtos hipotéticos que os psicólogos inventaram para explicar fenómenos de interesse” (Schwarz, 2007, p. 638), não existindo, portanto, como representações mentais estáveis. De acordo com este autor as atitudes são avaliações momentâneas formadas quando necessário e postas imediatamente ao serviço da ação, dependendo assim do contexto em que são criadas. Estas avaliações são formadas com base em experiências anteriores, mas altamente sensíveis às especificidades do momento presente, dando mais relevância às experiências recentes à custa das experiências mais distantes (Schwarz, 2007). Como argumentos a favor desta posição Schwarz refere que este modelo não só é mais parcimonioso em termos estruturais, como explica a sensibilidade aos contextos apresentada pelas atitudes ditas automáticas ou implícitas, que por serem ativadas de forma inconsciente não deveriam ser alteradas pelo contexto, o que é desmentido pelos dados da investigação sobre estas atitudes (Schwarz, 2007).

O modelo APE (Associative-Propositional Evaluation) apresentado por Bertram Gawronski & Galen Bodenhausen (2007), assume também que as atitudes são construídas no momento em que ocorre o contacto com o objeto atitudinal, e considera que as atitudes podem ter origem em dois tipos de processos mentais, mutuamente interdependentes: reações afetivas e julgamentos avaliativos. As reações afetivas têm por base processos associativos que se caracterizam pela mera ativação independente de verdade ou falsidade subjetiva. São ativadas automaticamente ao encontrar um estímulo relevante e, dependendo do contexto, diferentes padrões associativos e, portanto, diferentes

avaliações automáticas podem ser ativadas. Os julgamentos avaliativos têm as suas raízes em processos de raciocínio proposicional que se preocupam com a validação de avaliações e crenças em função da sua consistência com outras proposições relevantes. Tipicamente as reações afetivas são traduzidas para o formato proposicional, que posteriormente é avaliado em termos da sua validade por meio de silogismos inferenciais. Com o objetivo de resolver a controvérsia resultante das diferentes definições do conceito de atitude, estes autores sugeriram que o termo atitude poderia ser usado como um rótulo integrador geral que engloba qualquer aspeto ou processo responsável por respostas positivas ou negativas em relação a um determinado objeto (Gawronski & Bodenhausen, 2007).

A discussão sobre a definição de atitude, embora fundamental em termos teóricos e necessária no momento de determinar exatamente qual o construto e o enquadramento conceptual que é utilizado no decurso dos processos de investigação, pode também gerar constrangimentos que dificultam o desenvolver da própria investigação (Cooper et al., 2016; Fazio, 2007). Eagly e Chaiken (2007), defendem as vantagens da sua definição de atitude, que apelidam de “umbrella definition” (p. 582), pois permite que a investigação continue no futuro, afirmando mesmo que “os esforços para modelar os eventos psicológicos e fisiológicos que constituem esta tendência interior nunca terminarão e nem devem terminar” (Eagly & Chaiken, 2007, p. 586) . A mesma posição é assumida por Cooper et al. (2016), que defendem que a solução passa pela utilização de uma definição funcional geral que considere atitudes como “sumários avaliativos” (p.7) o que permite maior flexibilidade no estudo das atitudes. Assim, a discussão sobre a existência das atitudes como entidades psicológicas permanentes ou associações momentâneas avaliação-objeto deixaria de ser um problema de definição mas sim um tema de investigação (Cooper et al., 2016).

2.3.3. Estrutura das atitudes e a sua importância

Uma das áreas mais consensuais relativamente ao conceito de atitude, cujas raízes remontam ao pensamento de Aristóteles e Platão (Haddock & Maio, 2019), é a sua natureza tripartida, sendo assumido pela generalidade dos investigadores que incluem três componentes: afetiva, cognitiva e comportamental (Katz and Stotland, 1959, como citado em Fabrigar et al., 2019). A componente afetiva refere-se aos sentimentos e emoções, positivos ou negativos, evocados pelo objeto de atitude; a componente cognitiva relaciona-se com os pensamentos e crenças sobre o objeto de atitude; e a componente comportamental descreve as ações e respostas presentes e passadas desencadeadas pelo objeto de atitude (Ajzen, 1989; Eagly & Chaiken, 1993; Fabrigar et al., 2019; Maio et al., 2019).

Estas três componentes das atitudes eram inicialmente consideradas como dimensões necessárias estando obrigatoriamente presentes, embora em diferente extensão, nas respostas atitudinais. No entanto, atualmente a grande maioria dos investigadores considera que as atitudes não são compostas por estas três componentes, constituindo antes um sumário avaliativo geral da informação derivada destas bases (Cooper et al., 2016; Fabrigar & Wegener, 2010; Maio et al., 2019; Petty et al., 2019) tratando assim as atitudes como construtos conceptualmente distintos de afeto, cognição ou comportamento (Eagly & Chaiken, 1993, 1998; Fabrigar et al., 2019). Esta distinção, resultante em grande parte da dificuldade em comprovar empiricamente a dimensionalidade tripartida das atitudes (Fabrigar et al., 2019), continua no entanto a reconhecer que as atitudes são, por um lado, formadas partir de informação de carácter afetivo, cognitivo e comportamental e, por outro, que estas três mesmas classes constituem as principais formas de respostas avaliativas ou seja de atitudes (Eagly & Chaiken, 1993, 1998; M. Olson & Kendrick, 2008).

Uma importante consequência de considerar as atitudes como sendo baseadas nas três classes de informação acima referidas (afetiva, cognitiva e comportamental) foi permitir compreender melhor em que medida cada um destes tipos de informação contribui para a formação das atitudes (Eagly & Chaiken, 1998; Petty et al., 2019). Seguindo a linha de umas primeiras e mais citadas definições sobre atitudes, proposta por Thurstone, segundo a qual atitudes são “a intensidade do afeto, positivo ou negativo, a favor ou contra um objeto psicológico” (Thurstone, 1946 in Cooper et al., 2016), muitos estudos focaram-se na importância da componente afetiva das atitudes tendo sido possível verificar por um lado que as respostas emocionais provocadas pelo contacto com o objeto atitudinal podem levar à formação de atitudes (Cooper et al., 2016; Maio et al., 2019; M. Olson & Kendrick, 2008) e que por outro a natureza das respostas afetivas também pode servir de fonte de informação para as respostas avaliativas, determinando assim as atitudes sobre o objeto atitudinal (Eagly & Chaiken, 1993; Maio et al., 2019).

Em muitos casos a formação de atitudes é baseada principalmente na aquisição de conhecimento e na reflexão sobre os atributos positivos e negativos associados com o objeto de atitude ou sobre os resultados da interação com esse mesmo objeto (Cooper et al., 2016; Hogg & Vaughan, 2022). Um exemplo frequentemente referido de atitudes baseadas em grande medida na componente cognitiva é o estudo dos estereótipos, por exemplo sobre determinados grupos sociais, em que muitas vezes se desenvolvem atitudes negativas com base em ideias pré-concebidas, cuja origem deriva de conceitos “ensinados” pelo contacto com as ideias prevalentes no meio social (Maio et al., 2019).

A noção de que as atitudes traduzem fundamentalmente a aceitação de premissas avaliativas, constitui o cerne das teorias “expectativa-valor”, das quais a proposta por Martin Fishbein (1963) é uma das mais conhecidas (Cooper et al., 2016; J. Olson & Maio, 2003). Segundo esta teoria, baseada fundamentalmente na componente cognitiva, a

atitude total relativamente a um dado objeto pode calcular-se somando todas as crenças avaliativas (valor) sobre esse mesmo objeto, ponderadas pela probabilidade (expectativa) de o objeto possuir realmente esse valor. Fisbein (1963) sumariza a sua teoria através da equação $A = \sum b_i e_i$, onde A é a atitude total (por exemplo “Aprender física é bom”), b_i é a expectativa subjetiva que o objeto possui o atributo i (por exemplo a probabilidade de aprender física ser útil) e e_i é a avaliação do atributo i (por o valor positivo associado à física). Deste modo o impacto das crenças nas atitudes será tanto maior quanto a certeza relativamente aos vários atributos (Cooper et al., 2016; Hogg & Vaughan, 2022; Maio et al., 2019). Refira-se no entanto que alguns autores incorporam a componente afetiva em modelos deste tipo, como é o caso de Rosenberg (1960, como citado em Cooper et al., 2016) que propôs que as atitudes são compostas pela probabilidade de cada crença sobre as consequências do objeto atitudinal ser verdadeira, multiplicada pela intensidade e direção do sentimentos (afeto) que essas crenças desencadeiam (Cooper et al., 2016).

A componente comportamental das atitudes refere-se à influência de comportamentos passados relativamente ao objeto de atitude (Briñol et al., 2019; Hogg & Vaughan, 2022) e, pode manifestar-se quando as atitudes são inferidas com base em comportamentos prévios com uma determinada valência (positiva ou negativa) relativamente a um dado objeto e irão conduzir à formação de uma atitude consistente com essas ações (J. Olson & Maio, 2003). Estes processos assumem uma maior importância quando as atitudes são relativamente fracas e/ou ambíguas, caso em que os indivíduos podem inferir que as suas atitudes são consistentes com as suas ações, num processo de auto-precepção (Bem, 1972; M. Olson & Kendrick, 2008). A formação de atitudes a partir de comportamentos passados pode também ocorrer por condicionamento avaliativo, em que a associação repetida de um objeto atitudinal com estímulos positivos ou negativos resulta em atitudes positivas ou negativas (Cooper et al., 2016; Hogg & Vaughan, 2022). Os comportamentos

passados, ou mesmo as posturas corporais ou determinados movimentos (por exemplo a direção do aceno da cabeça) podem também condicionar a formação de atitudes modificando a quantidade e a valência dos pensamentos evocados pelo objeto ou mesmo provocando nestes, enviesamentos (Briñol et al., 2019).

Para além desta visão tripartida outras linhas de investigação têm procurado determinar a existência de bases biológicas e genéticas/hereditárias para algumas atitudes e, embora muitos dos resultados não sejam consensuais, parecem existir algumas características biológicas inatas (ex. gosto por sabores doces) ou hereditárias (ex. inteligência) com relevância para a formação de atitudes face a determinados objetos atitudinais (ver exemplos em M. Olson & Kendrick, 2008 pag. 122 e seguintes) (Banaji & Heiphetz, 2010; M. Olson & Kendrick, 2008).

A importância de fatores sociais, familiares e culturais tem sido também amplamente estudada, sendo hoje consensual que muitas atitudes são aprendidas como parte do processo de socialização, desenvolvendo-se pelas interações com outros, diretamente ou através de meios de comunicação à distância como televisão ou internet, ou por vezes apenas pela observação das ações e respetivos resultados de outros em particular os que lhes estão mais próximos ou são mais significativos (ex. pais, pares, professores) (Banaji & Heiphetz, 2010; Hogg & Vaughan, 2022).

Em resumo as atitudes envolvem claramente múltiplas fontes aprendidas, inatas, implícitas ou explícitas, afetivas, cognitivas ou comportamentais. A compreensão de todos os mecanismos de formação de atitudes contribui para uma perceção mais completa e aprofundada dos processos pelos quais avaliamos positivamente ou negativamente os diversos objetos atitudinais (Fabrigar et al., 2019; M. Olson & Kendrick, 2008).

A visão neo-tripartida das atitudes, que considera afeto, cognição e comportamento tanto como as bases de formação de atitudes como as classes de resposta pelas quais as atitudes

se manifestam, e não como componentes atitudinais obrigatórias, constitui o modelo conceptual geral utilizado na maior parte da investigação realizada nesta área e tem permitido determinar e compreender muitas características importantes das atitudes (Fabrigar et al., 2019; Haddock & Maio, 2019; Hogg & Vaughan, 2022). Uma dessas características é a existência de variações na importância relativa de cada uma das bases de informação atitudinal, tanto entre diferentes indivíduos, como entre diferentes atitudes no mesmo indivíduo, fazendo com que o modo como as atitudes são formadas e se expressam difira bastante (Hogg & Vaughan, 2022; Maio et al., 2019; M. Olson & Kendrick, 2008). Assim, algumas atitudes poderão ser formadas apenas com base em processos afetivos e expressas também por respostas deste tipo, enquanto outras terão como base informação de tipo cognitivo ou comportamental e induzirão respostas destes níveis, embora na maior parte dos casos as atitudes sejam formadas e expressas por uma combinação destes três aspetos, em particular quando resultam do contacto direto com o objeto de atitude (Cooper et al., 2016; Eagly & Chaiken, 1998; Fabrigar et al., 2019).

2.3.4. Funções das atitudes

Uma das questões basilares que se colocam relativamente às atitudes tem a ver com a razão pela qual elas existem, ou seja, qual ou quais as suas funções (Cooper et al., 2016; Eagly & Chaiken, 1998; Maio et al., 2019). A resposta mais básica a esta questão pode ser encontrada na maior parte das definições de atitude – sendo sumários avaliativos, elas simplificam o conhecimento sobre os objetos, e deste modo fornecem indicações sobre quais os objetos a abordar e quais a evitar, sempre com o objetivo de maximizar os resultados positivos e minimizar os negativos (Briñol et al., 2019; Fazio, 2000). Allport, na sua conhecida discussão sobre atitudes afirma: “Sem atitudes orientadoras, o indivíduo

fica confuso e perplexo...As atitudes determinam para cada indivíduo o que verá e ouvirá, o que pensará e o que fará.” (Allport, 1935, p. 806). Na verdade, sabe-se atualmente que a importância das atitudes vai para além de guiar o nosso comportamento, pois são também fundamentais na definição e expressão da identidade de cada indivíduo, ajudando a proporcionar sentimentos de pertença, consistência e autoestima (Briñol et al., 2019).

Smith, Bruner e White (1956, como citado em Cooper et al., 2016) e Katz (1960, como citado em Cooper et al., 2016) são habitualmente referidos como os autores das duas primeiras abordagens teóricas a este tema, e o conjunto de tipos de funções que definiram continuam a ser a base da maioria das análises funcionais das atitudes. Smith et al. (1956, como citado em Cooper et al., 2016) propuseram a existência de três tipos de funções principais: avaliação dos objetos, ajustamento social e externalização, enquanto Katz (1960, como citado em Cooper et al., 2016) considerou quatro tipos de funções: utilitárias, de conhecimento, de defesa do ego e de expressão de valores, que, em alguma medida, se sobrepõem às propostas por Smith et al. (1956, como citado em Cooper et al., 2016).

A função utilitária, que traduz a importância das atitudes para a maximização de benefícios e diminuição de penalizações dos objetos atitudinais com que interagimos, e a função de conhecimento que representa a capacidade de sumarizar os atributos positivos e negativos dos objetos, propostas por Katz (1960, como citado em Cooper et al., 2016) são habitualmente interpretadas como correspondendo à função de avaliação de objetos de Smith et al. (1956, como citado em Cooper et al., 2016) (Eagly & Chaiken, 1993; Maio & Olson, 2000) e tem como objetivo poupar os indivíduos à tarefa “por vezes penosa” de avaliar “de novo” objetos ou eventos do ambiente, de cada vez que interagimos com eles (Smith et al., 1956, como citado em Cooper et al., 2016). Esta função é considerada como a mais básica e fundamental do conjunto de funções propostas, levando mesmo Fazio (2000) a afirmar que se distingue das restantes funções pois é a única que se refere ao

benefício de possuir atitudes independentemente da sua valência, ou seja à utilidade para o indivíduo da mera posse de qualquer atitude no sentido em que o orienta para o objeto em questão.

A função de defesa do ego de Katz (1960, como citado em Cooper et al., 2016) e de externalização de Smith et al. (1956, como citado em Cooper et al., 2016) correspondem à função das atitudes na proteção da autoestima, contra objetos atitudinais que a ameacem, escudando os indivíduos de “verdades psicologicamente incómodas”(Perloff, 2017, p. 150). Muitos comportamentos negativos, baseados em preconceitos e estereótipos, embora de natureza muito complexa, podem ser relacionados com este tipo de atitudes pois muitas vezes resultam da projeção de sentimentos de inferioridade em grupos estigmatizados (Banaji & Heiphetz, 2010; Cooper et al., 2016).

A função de defesa de valores de Katz (1960, como citado em Cooper et al., 2016) refere-se às atitudes cujo objetivo é expressar valores, ou seja ideias abstratas gerais que servem como princípios orientadores da vida e que constituem aspetos nucleares da personalidade e do autoconceito (Cooper et al., 2016; Maio & Olson, 2000; Perloff, 2017). Katz (1960, como citado em Cooper et al., 2016) descreve a motivação para esta função como “obtenção de satisfação ao expressar atitudes adequadas aos seus valores pessoais e autoconceito”. Expressar este tipo de atitudes é gratificante na medida em que permite às pessoas afirmar e clarificar os seus autoconceitos (Eagly & Chaiken, 1993).

A função de ajustamento social foi caracterizada por Smith et al. (1956, como citado em Cooper et al., 2016) como “a motivação para nos identificarmos com o nosso grupo de referencia”, ou seja de nos dissociarmos de pessoas que avaliamos negativamente e nos aproximarmos das que temos em boa opinião (Perloff, 2017). Esta função está ausente da classificação de Katz (1960, como citado em Cooper et al., 2016) mas em alguns casos a adoção de atitudes dos grupos ou indivíduos de referência pode representar aspetos da

autoidentidade que decorrem da pertença ao grupo, o que se aproxima da função de defesa de valores de Katz (1960, como citado em Cooper et al., 2016).

A investigação mais recente sobre a função das atitudes tem-se centrado em funções atitudinais mais específicas, focando em particular a compreensão das bases motivacionais das atitudes que se pretendem mudar, como sejam, por exemplo, a mudança de atitudes no contexto da adoção de comportamentos promotores de saúde ou no contexto da publicidade (Albarracin et al., 2019; Maio et al., 2019). A literatura nesta área é ainda escassa pois, por um lado, os indivíduos apresentam em geral dificuldades em identificar as causas funcionais das suas atitudes (Maio et al., 2019) e por outro lado é frequentemente difícil categorizar as atitudes em diferentes tipos funcionais (Maio et al., 2019). É, no entanto expectável que a área se desenvolva nos próximos anos uma vez que as teorias funcionais podem contribuir para explicar as bases motivacionais das atitudes e comportamentos (Albarracin et al., 2019).

2.3.5. Ambivalência atitudinal e força das atitudes

Em geral as várias bases de formação das atitudes concorrem sinergicamente para a avaliação global do objeto atitudinal, pois uma vez formada a atitude exerce uma influência congruente nos pensamentos, afetos e comportamentos subsequentes (Eagly & Chaiken, 1998; Haddock & Maio, 2019; Perloff, 2017). No entanto nas sociedades modernas, a exposição a grandes quantidades de informação, muitas vezes de natureza contraditória, é cada vez maior, fazendo com que existam frequentemente processos de avaliação em que existem simultaneamente elementos avaliativos positivos e negativos, originando o que habitualmente se designa por ambivalência atitudinal (Breckler, 2004;

Fabrigar et al., 2019; van Harreveld et al., 2015). Esta ambivalência pode resultar de incoerências dentro de uma mesma dimensão das atitudes, por exemplo quando existem simultaneamente sentimentos positivos e negativos em relação ao objeto de atitude, pode ser causada por inconsistências entre duas ou mais dimensões por exemplo quando os sentimentos e as crenças são antagônicos, ou ainda por discrepâncias entre novas atitudes recém-formadas e as anteriores atitudes rejeitadas (Breckler, 2004; van Harreveld et al., 2015). A existência destas associações avaliativas conflitantes designa-se por ambivalência objetiva e é habitualmente considerada um pré-requisito para a ocorrência de ambivalência subjetiva, ou seja, para a (meta) experiência do conflito por parte do sujeito. A ambivalência subjetiva desencadeia normalmente sensações de desconforto, em particular se o sujeito for forçado a escolher um determinado curso de ação relacionado com o objeto de atitude, sendo, portanto, a forma de ambivalência com mais consequências nas ações e pensamentos das pessoas (Cooper et al., 2016; Fabrigar et al., 2019; van Harreveld et al., 2015).

A ambivalência atitudinal, mais especificamente a natureza negativa dos afetos desencadeados pela ambivalência subjetiva, tem também consequências ao nível cognitivo, provocando enviesamentos no sentido de reduzir o desconforto, por exemplo através da adoção de posturas avaliativas inequívocas de alguém considerado especialista ou da aceitação da atitude maioritária (Breckler, 2004; van Harreveld et al., 2015). A nível da componente da resposta comportamental das atitudes também ocorrem modificações causadas pela ambivalência atitudinal nomeadamente a redução da influência das atitudes na relação atitude-comportamento (Briñol et al., 2019; Cooper et al., 2016; Petty et al., 2019), a adoção de comportamentos de procrastinação no sentido de atrasar as escolhas relativas aos objetos de ambivalência, ou ainda a amplificação das respostas ao objeto de

atitude, no sentido de diminuir o sentimento de ambivalência (Briñol et al., 2019; van Harreveld et al., 2015).

Uma das razões que justificam a importância dada ao estudo da ambivalência prende-se com a sua relação com a força das atitudes, verificando-se que níveis elevados de ambivalência estão normalmente associados a atitudes fracas (Briñol et al., 2019; Fabrigar et al., 2019) embora algumas das consequências da ambivalência que acabámos de referir sejam características de atitudes fortes, como por exemplo o aumento do processamento cognitivo (Briñol et al., 2019; Petty et al., 2019).

A força das atitudes tem sido uma característica muito estudada e discutida ao longo do tempo (Bassili, 2008; Cooper et al., 2016; Howe & Krosnick, 2017; Krosnick et al., 1995), devido por um lado à sua relação com a estabilidade temporal das atitudes e por outro à sua relevância para a compreensão da relação entre atitudes e comportamentos (Bassili, 2008; Briñol et al., 2019; Cooper et al., 2016; Perloff, 2017).

A existência de diferenças entre a força de diferentes atitudes, é algo que é intuitivamente verdadeiro para a generalidade das pessoas embora, definir com exatidão o que significa uma atitude ser forte ou fraca se tenha revelado difícil (Bassili, 2008; Cooper et al., 2016; Howe & Krosnick, 2017). Krosnick e Petty (1995) propuseram a definição mais consensualmente aceite e que classificaram como “definição operacional” que considera a força das atitudes como uma medida da sua *durabilidade* e do seu *impacto*, sendo uma atitude tanto mais forte quanto mais duradora for e maior impacto tiver. A durabilidade de uma atitude por sua vez manifesta-se pela *persistência* ou *estabilidade*, ou seja, pela sua imutabilidade por um período longo, e também pela sua *resistência*, isto é, pela sua capacidade de suportar tentativas de modificação. O impacto de uma atitude por seu lado manifesta-se pela sua *influência no processamento de informação e julgamentos*, no sentido de tornar mais provável que certas informações venham à mente ou certas

decisões sejam tomadas, e também pela *capacidade de orientar os comportamentos* (Krosnick et al., 1995).

A força da atitude seria assim uma espécie de etiqueta heurística associada a certas atitudes e não um construto psicológico independente representado na memória, que se pode definir pelo grau em que possuiu cada uma das quatro características (*persistência, resistência, influência no processamento de informação e julgamentos e capacidade de orientar os comportamentos*) (Krosnick et al., 1995).

Howe e Krosnick (2017) num artigo de revisão sobre a força das atitudes elencaram um conjunto de características das atitudes que podem ser relacionadas com a força das atitudes que são apresentadas em seguida, na Tabela 1. De entre as várias características relacionadas com a força das atitudes descritas, os autores destacaram a importância pois, segundo eles, é facilmente relacionável com a força e permite compreender e clarificar em que condições as atitudes podem ser alteradas ou mantidas estáveis, e produzirão efeitos, tanto a nível do processamento cognitivo como ao nível da efetivação de comportamentos coerentes com as atitudes.

Bassili (2008) distingue dois tipos de medidas de força de atitude: medidas operativas, como por exemplo a acessibilidade, que estão diretamente ligadas aos processos cognitivos responsáveis pelas respostas atitudinais, e medidas meta-atitudinais, como sejam a importância ou a certeza, que são pensamentos secundários, isto é, são baseadas nas percepções que os sujeitos têm sobre as características das suas atitudes. Segundo Bassili (2008) as medidas operativas seriam consideradas determinantes mais importantes ou pelo menos de maior confiança dos resultados da força das atitudes como por exemplo a resistência à persuasão. No entanto, outros autores como Barden e Tormala (2014) ou Howe e Krosnick (2017) sugerem que as medidas meta-atitudinais são mais relevantes ou pelo menos determinantes mais diretos desses resultados.

Tabela 1

Características das atitudes relacionadas com a força (traduzido de Howe e Krosnick (2017) com adaptações)

Característica	Definição
Importância	O grau subjetivo de preocupação, cuidado e significado atribuído à atitude (Cooper et al., 2016)
Certeza	O nível de confiança e segurança de que sua avaliação de um objeto de atitude está correta (Barden & Tormala, 2014)
Ambivalência	O grau em que uma pessoa mantém avaliações positivas e negativas de um objeto simultaneamente
Acessibilidade	A facilidade e rapidez com que uma atitude vem à mente em situações relevantes (presença real ou imaginada do objeto de atitude) (Fazio et al., 1995)
Volume de conhecimento	A quantidade de informação – por exemplo, as experiências anteriores e crenças relevantes para a atitude – que vem à mente quando as pessoas pensam sobre suas atitudes ou encontram um objeto de atitude (Barden & Tormala, 2014)
Extremismo	O grau em que a atitude se afasta da neutralidade, quer no sentido positivo quer no negativo (Bassili, 2008)
Consistência afetivo-cognitiva	O grau de consistência entre os sentimentos sobre um objeto de atitude são avaliativamente consistentes com pensamentos sobre ele
Intensidade	O grau em que a avaliação de um objeto por uma pessoa ativa emoções poderosas
Convicção moral	O grau em que a atitude é uma crença forte e absoluta de que algo é certo ou errado ou moral ou imoral ou que reflete valores e convicções morais fundamentais
Elaboração	Extensão do processamento mental ponderado que um indivíduo direciona para um objeto atitudinal, incluindo o escrutínio das informações contidas numa mensagem persuasiva ou recuperadas ou geradas da memória (Barden & Tormala, 2014)
Interesse declarado ^(a)	O grau em que a avaliação de objeto é percebida como tendo consequências pessoais (valor hedónico) (Cooper et al., 2016)

(a) Tradução livre do autor, “vested interest” no original.

2.3.6. Relação atitude - comportamento

A importância da força das atitudes e do conjunto de características atitudinais a elas associadas, prende-se com a relevância que consensualmente lhes é atribuída na explicação daquele que tem sido considerado como o objetivo primordial do estudo das atitudes desde a criação da psicologia social: compreender e prever o comportamento humano (Ajzen, 2005; Allport, 1935; Eagly & Chaiken, 1993; Hogg & Vaughan, 2022; Perloff, 2017). No entanto, ao contrário do que pensavam os primeiros investigadores desta área, muitos estudos não confirmaram a correlação entre atitudes e comportamentos, levando mesmo a Wicker (1969, como citado em Ajzen et al., 2019) a propor que se abandonasse o construto atitude. Apesar de, em particular nos anos sessenta e setenta do século passado, muitos investigadores terem perdido a confiança nas atitudes como preditores fiáveis dos comportamentos, outros procuram encontrar explicações para as inconsistências entre atitudes e comportamentos (Ajzen et al., 2019; Hogg & Vaughan, 2022). Atualmente o consenso é que as atitudes nem sempre predizem os comportamentos e que existem uma multiplicidade de fatores, que explicam porque as pessoas nem sempre demonstram consistência entre as suas atitudes e os seus comportamentos (Ajzen et al., 2019; Hogg & Vaughan, 2022; Perloff, 2017).

As duas teorias mais aceites e com melhores resultados empíricos, na explicação das relações atitude-comportamento são a Teoria da Ação Refletida (TAR) de Fishbein e Ajzen (1975) e a sua extensão Teoria do Comportamento Planeado (TCP) (Ajzen, 1985), e a Teoria de acessibilidade de Fazio et al. (1995) baseada no modelo MODE de atitudes (Cooper et al., 2016; Perloff, 2017).

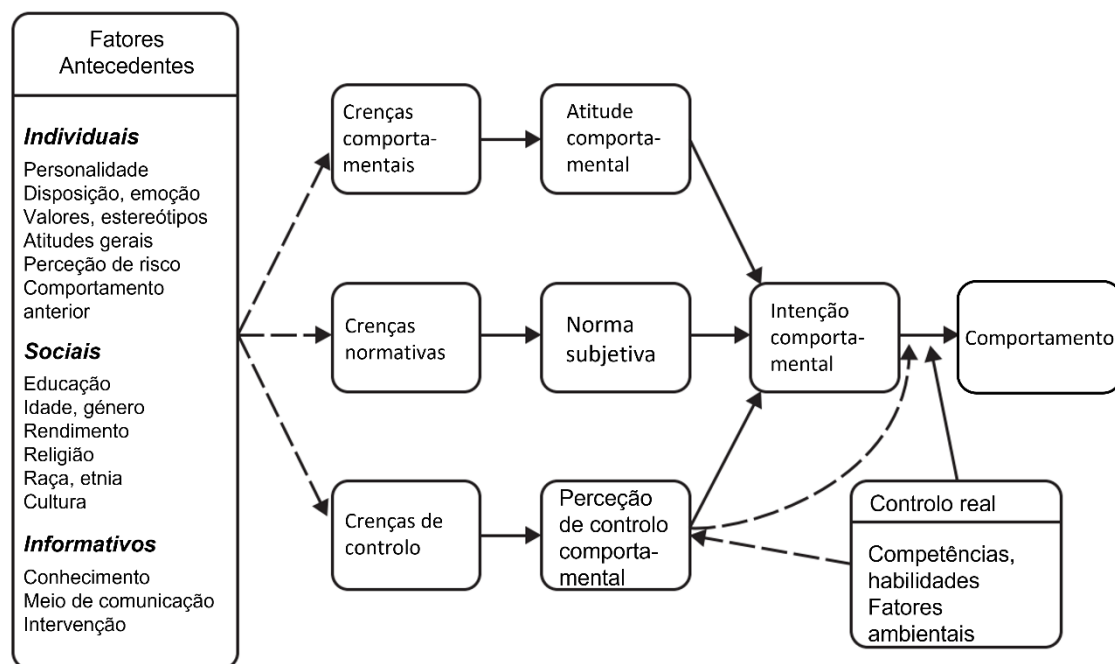
Na sua formulação mais recente, a TAR que Fishbein e Ajzen designaram *Abordagem da ação refletida ou racional* (Fishbein & Ajzen, 2010) (Figura 1) propõe que a realização de um determinado comportamento por um indivíduo depende da sua *intenção*

comportamental, isto é, da sua intenção de realizar o comportamento, que por sua vez é determinada por três tipos de crenças sobre o comportamento em causa:

- *crenças comportamentais*: crenças sobre as consequências positivas ou negativas da realização do comportamento, que por sua vez determinam as *atitudes comportamentais* ou seja a avaliação individual de realizar o comportamento;
- *crenças normativas*: crenças sobre a opinião dos indivíduos e grupos sociais pessoalmente relevantes sobre a realização do comportamento (crenças injuntivas), bem como crenças sobre se esses indivíduos ou grupos executam ou não o comportamento em causa (crenças descritivas) que na sua totalidade resultam numa *norma subjetiva*;
- *crenças de controlo*: crenças sobre a existência de fatores pessoais ou ambientais que podem ajudar ou dificultar a realização do comportamento, e que se traduzem numa *perceção de controlo comportamental* ou de *autoeficácia* (Fishbein & Ajzen, 2010).

Figura 1

Representação esquemática do modelo da ação refletida. As linhas a tracejado representam conexões não obrigatórias (traduzido de Fishbein e Ajzen, 2010)



Quando as atitudes comportamentais, as normas subjetivas e a percepção de controlo comportamental se formam, passam a estar acessíveis e dão origem à formação da intenção comportamental, que será tanto mais forte, isto é mais disponível para determinar o comportamento, quanto mais favoráveis forem as atitudes e as normas, e maior a percepção de controlo comportamental (Ajzen et al., 2019; Cooper et al., 2016; Fishbein & Ajzen, 2010). A falta das capacidades e competências pessoais ou a presença de restrições ambientais, podem na prática impedir a realização do comportamento de acordo com as intenções, traduzindo uma falta de controlo real sobre a execução do comportamento. Só quando existe controlo comportamental real é que as intenções comportamentais são um bom preditor do comportamento (Ajzen et al., 2019; Fishbein & Ajzen, 2010).

As crenças comportamentais, normativas e de controlo constituem os preditores principais de intenções e comportamentos propostos pela abordagem da ação refletida que, no entanto, não explica a origem destas crenças. Os autores reconheceram este facto e incorporaram no modelo um conjunto de *fatores antecedentes* que representam variáveis que, potencialmente, podem influenciar qualquer um dos três tipos de crenças sem, no entanto, estarem obrigatoriamente conectados com nenhum deles (Figura 1) (Ajzen et al., 2019; Fishbein & Ajzen, 2010).

Fishbein e Ajzen referem ainda que para além das variáveis incorporadas no modelo, dois pré-requisitos devem ser respeitados para que se verifique a coerência entre a intenção comportamental e a realização efetiva do comportamento. Em primeiro lugar o comportamento em causa deve ser definido cuidadosamente e de forma precisa, pois esta definição vai não só determinar o modo como se avalia o comportamento em estudo, como também a forma como se conceptualizam e medem os restantes construtos do

modelo (Ajzen et al., 2019; Fishbein & Ajzen, 2010). Em segundo lugar deve ser respeitado o *Princípio da compatibilidade* que postula que uma intenção, ou os seus determinantes como é o caso das atitudes, é compatível com um comportamento apenas se ambos são definidos com o mesmo nível de generalização ou especificidade (Ajzen et al., 2019; Cooper et al., 2016; Fishbein & Ajzen, 1975, 2010). Assim por exemplo uma atitude positiva relativamente à física (atitude geral) não servirá como um bom preditor da intenção comportamental de frequentar as aulas de física do secundário (comportamento específico) pois o grau de generalidade da atitude é incompatível com o do comportamento.

Uma limitação frequentemente referida da abordagem da ação refletida, embora contestada pelos autores da teoria (Ajzen et al., 2019; Ajzen & Fishbein, 2000) é o destaque exagerado que dá aos elementos cognitivos e deliberativos na determinação das intenções comportamentais e subsequentemente dos comportamentos, desvalorizando os processos avaliativos espontâneos que decidem muitos dos comportamentos humanos no seu dia a dia (Cooper et al., 2016; Fazio, 1990; Perloff, 2017).

Tomando por base o conceito de atitude como associação na memória entre o objeto e um sumário avaliativo do conjunto dos seus atributos, Russel Fazio (Fazio, 1990; Fazio et al., 1995; Fazio & Olson, 2014) propôs o modelo MODE (Motivation and Opportunity as DEterminants of behavior), que, como o acrónimo indica, sustenta que a motivação e a oportunidade para utilizar as atitudes previamente armazenadas na memória servem como determinantes para definir se a influência das atitudes sobre os comportamentos ocorrerá de forma deliberativa ou espontânea (Cooper et al., 2016; Fazio & Olson, 2014; Perloff, 2017).

Quando existem em simultâneo a motivação e a oportunidade, ou seja, o tempo e os recursos necessários, para analisar as consequências de um determinado comportamento

no contexto situacional específico, então os indivíduos de forma intencional ponderam sobre as suas atitudes relativamente às várias alternativas comportamentais e decidem sobre qual a forma de agir. Neste caso o processo pelo qual as atitudes influenciam o comportamento é qualitativamente semelhante ao proposto pela teoria de ação refletida (Cooper et al., 2016; Fazio & Olson, 2014). Quando a motivação ou a oportunidade para o processo deliberativo estão ausentes, são ativados processos através dos quais as atitudes influenciam os comportamentos de forma espontânea, sem nenhum tipo de reflexão consciente (Fazio & Olson, 2014). Nesta situação, como resultado da ativação automática das atitudes armazenadas na memória quando se encontra o objeto de atitude, as atitudes vão influenciar a forma como o objeto atitudinal é avaliado na situação imediata seja de forma direta, quando a avaliação ativada da memória se transforma na avaliação utilizada, seja de forma indireta, quando enviesa a percepção dos atributos do objeto. Assim, uma vez ativadas automaticamente da memória as atitudes funcionam como um “filtro” que condiciona as percepções dos objetos fazendo com que tanto as avaliações como os comportamentos sejam uma reação espontânea e imediata a essas percepções (Fazio, 1990; Fazio & Olson, 2014). No caso de não ocorrer ativação das atitudes, isto é, se não houver ativação da avaliação pessoal relativamente ao objeto atitudinal em causa, outros fatores como as normas sociais ou estímulos contextuais imediatos irão definir a avaliação imediata e constituir-se como os determinantes da resposta comportamental (Perloff, 2017).

Um pressuposto importante do modelo MODE é que assume que, no modo espontâneo, as atitudes são ativadas automaticamente da memória passando, portanto, a estar disponíveis para ser utilizadas e conseqüentemente para influenciar a resposta comportamental. Deste modo a característica chave das atitudes para que exista correspondência atitude-comportamento, é a sua acessibilidade ou seja, a facilidade com

que são mobilizadas da memória (Cooper et al., 2016; Fazio & Olson, 2014). A acessibilidade está por sua vez associada à força das atitudes que, como discutido acima se caracteriza pelo grau de persistência, de resistência, de influência no processamento de informação e julgamentos e da capacidade de orientar os comportamentos (Krosnick et al., 1995). Todos os processos que aumentem a acessibilidade e a força de determinadas atitudes serão portanto potenciadores dos comportamentos correspondentes e poderão ser utilizados para reforçar esses comportamentos em detrimento de outros (Cooper et al., 2016; Perloff, 2017).

Um dos processos reconhecidamente eficazes para modificar atitudes ou fortalecer atitudes relativas a um objeto atitudinal é o emparelhamento repetido desse um objeto com uma avaliação (Fazio & Olson, 2014). Assim a associação deliberada de avaliações positivas relativamente a disciplinas escolares, tradicionalmente associadas a atitudes negativas, como é o caso da físico-química, poderá contribuir para reverter essa avaliação e levar à formação de atitudes positivas fortes e acessíveis, facilitadoras de comportamentos favoráveis das aprendizagens.

Em suma, o estudo dos mecanismos de formação e mudança das atitudes e sua relação com os comportamentos continua atualmente a constituir uma ferramenta reconhecidamente importante para a compreensão dos processos de decisão pelos quais guiamos os nossos comportamentos (Albarracín et al., 2019; Cooper et al., 2016; Hogg & Vaughan, 2022; Perloff, 2017). A importância das atitudes é reconhecida em vários dos documentos orientadores dos currículos do ensino básico, quer de forma geral como por exemplo no Perfil dos alunos à saída da Escolaridade Obrigatória quando se refere “a relação entre a realidade, a personalidade e os fatores de contexto, (.....) se exprime através de *atitudes*, condutas ou comportamentos” (Direção Geral da Educação [DGE], 2017, p. 9), quer de forma mais específica, como por exemplo nos vários documentos

relativos às Metas Curriculares das disciplinas da área das Ciências Naturais, onde se lê: "Aprendizagens Essenciais (AE) definidas para a disciplina de Físico-química expressam os conhecimentos, as capacidades e as *atitudes* inerentes à relevância desta área de conhecimento" (DGE, 2018g, p. 2). Fica assim claro que, até por imperativo legal, é necessário considerar a importância das atitudes no ensino das ciências naturais, sendo, portanto, imprescindível avaliar e investigar o desenvolvimento das atitudes nos alunos, não só porque tal é exigido legalmente, como também pela contribuição das atitudes na adoção de comportamentos potenciadores das aprendizagens.

2.3.7. Medição de atitudes

A natureza das atitudes enquanto construto psicológico latente e, portanto, impossível de medir diretamente (Krosnick et al., 2005) fez com que um dos primeiros objetivos da investigação nesta área, decorrente até da necessidade de provar a própria existência de atitudes e de delimitar o seu âmbito (Fazio, 2007) tenha sido o desenvolvimento de instrumentos capazes de as medir (Briñol & Petty, 2012; Maio et al., 2019). De entre os métodos inicialmente desenvolvidos, são habitualmente destacados os propostos por Thurstone (1928), Likert (1934) e Osgood, Suci e Tannenbaum (Osgood et al., 1957) pois constituem a base da maioria dos métodos de autorrelato utilizados atualmente (Cooper et al., 2016; Krosnick et al., 2005; Maio et al., 2019).

Em 1928 o psicólogo Louis Thurstone publicou um artigo intitulado "*Attitudes can be measured*" (Thurstone, 1928) com o qual pretendia demonstrar que as atitudes podiam ser medidas com a mesma legitimidade com que se medem "mesas ou homens" (p. 531), embora salientando desde logo que, tal como a altura ou peso de alguém não o definem

na sua totalidade, também as atitudes são complexas e não podem ser totalmente caracterizadas por um único valor numérico. Apesar disto, Thurstone (1928), baseado na ideia de que as atitudes podem ser determinadas a partir de opiniões expressas sobre o objeto da atitude, propôs um método, ainda hoje utilizado – Escala de Intervalos Iguais. Estas escalas são constituídas por um conjunto de afirmações que devem refletir a totalidade das posições sobre o tema que são previamente classificadas por um conjunto de “juízes” numa escala de 11 pontos equidistantes em função do seu grau de apoio ou desapoio. No seu artigo, Thurstone (1928) detalha um conjunto de procedimentos para a elaboração e distribuição das afirmações no sentido de garantir a sua representatividade. Posteriormente as afirmações são apresentadas aos sujeitos que expressam o seu acordo ou desacordo em termos das escalas definidas, e a atitude de cada sujeito é depois determinada calculando a média ponderada dos itens com os quais expressou concordância (Cooper et al., 2016; Krosnick et al., 2005; Thurstone, 1928).

Embora as escalas tipo Thurstone tenham aberto as portas à medição das atitudes e demonstrado o seu valor, pois ainda hoje são utilizadas quase um século depois de terem sido inicialmente propostas, a construção destas escalas é um procedimento muito complexo e moroso (Krosnick et al., 2005; Perloff, 2017). Apenas quatro anos após Thurstone ter apresentado o seu modelo de escala de atitudes, Rensis Likert, um outro psicólogo americano, propôs um novo método de atribuir valores em escalas de atitudes de Thurstone (Likert, 1932, como citado em Krosnick et al., 2005), tentando por um lado resolver alguns problemas de representatividade das escalas Thurstone, e por outro apresentar uma metodologia mais simples e barata não envolvendo o uso de grupos de juízes (Likert et al., 1934).

As escalas tipo Likert são compostas por um conjunto de afirmações em relação às quais os respondentes expressam o seu grau de concordância ou discordância usando um

conjunto de cinco respostas que variam entre *discordo totalmente* e *concordo totalmente* e que são codificadas com valores entre 1 e 5, convertendo a escala numa escala numérica. Num relatório de 1934, Likert testou a utilização de três, cinco e sete alternativas e concluiu que cinco seria o número ideal (Likert & Roslow, 1934). A atitude de cada sujeito é calculada somando ou calculando a média dos valores dos vários itens (Cooper et al., 2016; Krosnick et al., 2005). Uma das vantagens deste tipo de escalas relativamente às escalas tipo Thurstone é a possibilidade de, na fase de construção da escala, se calcularem correlações entre o valor de cada item e o valor total, retendo-se os itens que apresentam as correlações mais fortes com o total da escala, o que permite assim avaliar a validade de cada item (Krosnick et al., 2005).

As escalas tipo Likert são ainda hoje um dos principais instrumentos de recolha de dados na investigação na área da psicologia, continuando elas próprias a ser objeto de investigação no sentido de melhorar as suas características psicométricas e a facilidade e robustez da sua utilização (Jebb et al., 2021; Joshi et al., 2015; Maio et al., 2019).

O método de Diferencial Semântico foi proposto por Charles Osgood, George Suci e Percy Tannenbaum (Osgood et al., 1957) no sentido de estabelecer um tipo de escala que pudesse ser utilizado, sem necessidade de modificações, para diferentes objetos de atitude. Este método apresenta a vantagem de não necessitar de um trabalho exaustivo de desenvolvimento da escala, como acontece com as escalas Thurstone e Likert, e permite ainda comparar diretamente as atitudes face a diferentes objetos, o que não acontece com as escalas Thurstone e Likert (Cooper et al., 2016; Maio et al., 2019).

Osgood e os colegas propuseram a avaliação dos objetos atitudinais ao longo de três dimensões: avaliativa (bom *versus* mau), potência (forte *versus* fraco) e atividade (ativo *versus* passivo). Para cada uma destas dimensões existe um conjunto de pares de adjetivos com significados opostos, separados por uma escala de sete pontos, ao longo da qual os

respondentes assinalam a sua posição relativamente ao objeto em estudo, calculando-se depois atitude a partir da média dos valores em cada par de adjetivos (Cooper et al., 2016; Krosnick et al., 2005; Maio et al., 2019).

Os métodos de medição direta de atitudes, ou seja métodos em que os sujeitos são inquiridos no sentido de expressarem a sua opinião conscientemente sobre um objeto de atitude, têm dominado a investigação sobre atitudes (Maio et al., 2019). No entanto apresentam limitações que se prendem por um lado com enviesamentos criados pelos próprios respondentes, uma vez que os resultados apenas terão validade caso os sujeitos sejam capazes e estejam disponíveis para expressar as suas verdadeiras opiniões, e por outro com erros provocados pelos próprios instrumentos e técnicas de medida (Bohner & Dickel, 2011; Krosnick et al., 2005; Perloff, 2017). Os problemas originados pelos próprios instrumentos de medida podem ter diversas fontes: a) a formulação das questões, que podem não ser corretamente interpretadas pelos respondentes; b) a ordem pela qual os itens são apresentados, pois as respostas aos itens apresentados em primeiro lugar influenciam as respostas aos itens seguintes e c) a necessidade de adequar a resposta apenas às opções disponibilizadas, muitas vezes apenas selecionando um valor numérico numa escala (Cooper et al., 2016; Maio et al., 2019; Schwarz, 2008). As questões relacionadas com a indisponibilidade, consciente ou inconsciente, dos sujeitos para responder de forma honesta aos questionários de atitudes já faziam parte dos problemas detetados pelos psicólogos que desenvolveram os métodos acima descritos, mas eram aceites como inevitáveis. Thurstone, no artigo em que apresentou o seu método de medida considerou o problema insolúvel, e propôs que “uma escala de atitude deve ser usada apenas nas situações em que se pode razoavelmente esperar que as pessoas digam a verdade sobre suas convicções ou opiniões” (Thurstone, 1928, p. 534). Embora a maior parte dos questionários utilizados neste tipo de métodos seja anónimo, as motivações para

distorcer as respostas podem ser pressões sociais, procurando ajustar as respostas ao que é considerado socialmente correto, mas podem também ser o autoengano, procurando adequar as respostas, muitas vezes de forma inconsciente, à criação ou manutenção de uma determinada autoimagem (Krosnick et al., 2005; Perloff, 2017; Schwarz, 2008).

Para ultrapassar os problemas de distorção, intencional ou não, dos resultados obtidos com as medidas diretas de atitude várias técnicas alternativas foram sendo desenvolvidas, embora a sua popularidade tenha aumentado já durante este século com os incrementos tecnológicos e a maior disponibilidade de técnicas sofisticadas (Krosnick et al., 2005; Maio et al., 2019; Perloff, 2017). No seu conjunto, estes métodos são referenciados como medidas implícitas de atitudes podendo ser definidas como “a avaliação das atitudes que ocorre de forma inconsciente ou fora do controlo da pessoa” (Cooper et al., 2016, p. 17; Devos, 2008; Greenwald & Banaji, 1995) e baseiam-se no princípio teórico que as atitudes exercem uma influência sistemática no desempenho de diferentes tarefas e que a medida dessa influência pode servir como indicador da atitude subjacente (Bohner & Dickel, 2011; Schwarz, 2008).

Embora a descrição exaustiva deste tipo métodos saia fora do âmbito deste trabalho, dentro deste grupo de técnicas podem distinguir-se medidas fisiológicas baseadas na deteção de respostas automáticas do sistema nervoso a estímulos, como sejam alterações no diâmetro pupilar ou medidas electromiográficas dos músculos da face ou da resposta galvânica da pele (Cooper et al., 2016; Perloff, 2017), técnicas não invasivas de observação comportamental que assumem que os comportamentos estão relacionados com as atitudes subjacentes e que analisam esses mesmos comportamentos de forma camuflada ou procuram esconder as técnicas de medição utilizadas (Krosnick et al., 2005; Perloff, 2017), e ainda técnicas baseadas em medidas da latência de resposta, que medem o tempo que os sujeitos levam a indicar se concordam ou discordam com estímulos

categóricos que representam o objeto de atitude e de entre as quais se podem destacar o Teste de Associação Implícita (Greenwald et al., 1998) e os métodos de *priming* avaliativo (Fazio et al., 1986).

Os métodos de medição implícita de atitudes geraram novas controvérsias teóricas sobre a definição do construto atitude pois, para alguns investigadores estes métodos constituem apenas uma outra abordagem de avaliar uma mesma atitude subjacente, diferindo apenas dos métodos de medição explícita pois não permitem ou limitam o controlo consciente as repostas pelos sujeitos (Fazio & Olson, 2003). Outros autores, no entanto, consideram que os dois tipos de medidas exploram dois tipos distintos de atitudes: explícitas quando existe controlo consciente do processo avaliativo ou implícitas quando as avaliações são formadas de forma inconsciente ou fora do controlo volicional (Greenwald & Banaji, 1995). Apesar destas discrepâncias teóricas, como referem Jon Krosnick e os colegas “tanto o autorrelato tradicional quanto as medidas de atitude mais indiretas continuarão a ser usadas. O objetivo não é chegar a uma única 'melhor' medida de atitude, mas sim medir atitudes em toda a sua complexidade e todas as suas manifestações” (Krosnick et al., 2005, p. 63).

2.4. O domínio afetivo na educação em ciências.

A existência de três domínios na educação – cognitivo, afetivo e psicomotor – faz parte dos dogmas educacionais (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Schibeci, 1977) pelo menos desde a publicação em 1956 por Benjamin Bloom da sua Taxonomia dos Objetivos Cognitivos (1956), que deveria ser seguida pela publicação das classificações para os domínios afetivo e psicomotor, embora somente a Taxonomia de Objetivos Afetivos tenha sido publicada e apenas cerca de uma década mais tarde (Krathwohl, Bloom e Masia, 1964 , como citado em Klopfer, 1976) Segundo os autores, os objetivos afetivos incluem “objetivos que enfatizam um tom de sentimento, uma emoção ou um grau de aceitação ou rejeição” (Krathwohl, Bloom e Masia, 1964 p.7., como citado em Klopfer, 1976).

Koplfer (1976), reconhecendo que a utilização dos objetivos do domínio afetivo na educação em ciências é dificultada pela incerteza sobre quais as manifestações que devem ser observadas quando queremos estudar os sentimentos, atitudes ou valores dos estudantes, propôs que na grelha conteúdos-objetivos definida na preparação de aulas ou cursos fossem incluídos não só os objetivos e comportamentos referentes ao domínio cognitivo como também os relativos ao domínio afetivo. Usando a taxonomia de objetivos educacionais do domínio afetivo de Krathwohl et al. (1964, como citado em Klopfer, 1976) que corresponde ao processo de internalização progressiva através do qual um fenómeno ou valor se torna progressivamente parte do indivíduo, Klopfer (1976) propôs cinco categorias de comportamentos para os estudantes de ciências correspondentes aos cinco níveis de internalização de Krathwohl et al. (1964, como citado em Klopfer, 1976): receber ou tomar atenção (1); responder (2); valorizar (3); organizar (4) e incluir num sistema de valores (5). Estas cinco categorias formam um contínuo que começa no nível em que cada indivíduo está apenas disponível para reconhecer a existência de um determinado fenómeno, sendo capaz de percecioná-lo (1). No nível

seguinte, ele está disposto a responder ao fenômeno de forma ativa (2). Em seguida o indivíduo atribui uma determinada valoração ao fenômeno por exemplo associa-o a um sentimento positivo (3). Posteriormente, ele conceptualiza o seu comportamento e os seus sentimentos (4) e finalmente organiza essas conceptualizações num sistema estruturado de valores (5) (Klopfer, 1976). Segundo Schibeci (1977) um dos principais contributos da operacionalização dos objetivos do domínio afetivo proposta por Klopfer (1976) foi estimular o desenvolvimento e a utilização de outros objetivos para além dos cognitivos. Apesar destas referências sobre as preocupações com a reduzida utilização e avaliação de objetivos afetivos na educação em ciências (Klopfer, 1976; Schibeci, 1977) datarem já da segunda metade do sec. XX, numa parte significativa dos artigos de investigação ou documentos científicos sobre este tema, publicados atualmente, continuam a surgir referências “à pouca atenção que que tradicionalmente a educação em ciências dispensa às emoções” (Reiss, 2005, p. 17) e apelos para a necessidade de “expandir os objetivos que definem o nosso ensino de ciências para incluir mais do que apenas conhecimentos e habilidades” (Fortus et al., 2022, p. 546).

As razões para esta pouca relevância dada à dimensão afetiva no ensino das ciências, podem relacionar-se com a longa tradição cognitivista da investigação em educação em ciências ou mesmo com a própria imagem tradicional da ciência, totalmente baseada no dualismo Cartesiano razão-emoção, em que as emoções representam um mero obstáculo ao racionalismo do pensamento (Alsop & Watts, 2003; Koballa Jr. & Glynn, 2007). Schibeci (1977) sugeria que uma parte da explicação para que a aplicação e avaliação dos objetivos do domínio afetivo não seja tão generalizada como a dos objetivos cognitivos, poderiam ser razões éticas como o medo de “doutrinação” ou invasão da privacidade dos alunos ou razões de carácter mais prático como o tempo necessário para induzir mudanças nos alunos (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Laforgia, 1988; Schibeci, 1977). Munby (1983),

embora afirmando que a Ciência é parte da forma de pensar ocidental, questiona a imposição do desenvolvimento de atitudes positivas face à ciência como objetivo central da educação em ciências, referindo que esta se deveria resumir a desenvolver “a consciência, a compreensão e o conhecimento” (Munby, 1983, p. 147). Este tipo de apreensões parece atualmente ter desaparecido das preocupações quer da maior parte dos investigadores nesta área (por exemplo Tytler, 2014), quer dos decisores políticos e da sociedade em geral, como se pode comprovar tanto a nível nacional nos documentos que definem os currículos escolares, ver por exemplo o Perfil dos Alunos à Saída da Escolaridade Obrigatória (DGE, 2017), como a nível internacional em numerosos nos relatórios e estudos como por exemplo o PISA (OCDE 2019b) em que a filosofia de “Ciência para todos” se constitui como uma regra universal.

Fortus (2022), num artigo em que declaradamente assume a defesa da importância do afeto para o desenvolvimento da literacia em ciência, define afeto no campo da educação em ciência como “as emoções e as expressões dessas emoções que influenciam a maneira como pensamos sobre a ciência e sobre nós mesmos em relação à ciência, as maneiras pelas quais procuramos ativamente (ou ignoramos) oportunidades para nos envolvermos com a ciência” (Fortus et al., 2022, p. 537). Os autores salientam a existência de vários tipos de manifestações de afeto como sejam interesse em ideias e fenómenos científicos, atitudes face à ciência e à aprendizagem da ciência, autoeficácia e autoconceito em relação à ciência e a motivação para nos envolvermos (ou desvincularmos) da ciência.

O conjunto de construtos referidos por Fortus et al. (2022), é muito semelhante ao que se pode encontrar na Taxonomia dos Objetivos Educacionais de Krathwohl et al. (1964, como citado em Klopfer, 1976), sendo consensual a necessidade de clarificação entre os diversos conceitos tanto para fins de medição como mesmo para definição dos objetos de

estudo em termos de investigação, tanto mais que muitos deles estão relacionados e são interdependentes entre si (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Rahayu, 2015; Schunk et al., 2014).

O conceito de interesse em ciência é definido em termos gerais como o conjunto de traços psicológicos que levam os indivíduos a responder a eventos ou objetos externos, originando um estado psicológico caracterizado por foco da atenção, aumento do funcionamento cognitivo e afetivo e esforço persistente (Panizzon, 2014; Rahayu, 2015).

Este construto pode ser dividido em interesse individual e situacional. O interesse individual consiste numa relação pessoal que se desenvolve lentamente relativamente a um determinado assunto ou entidade psicológica, caracterizando-se por ser de longa duração e corresponder a um aumento do valor e da procura de conhecimento sobre o tema. O interesse situacional, pelo contrário é transitório, ativado ambientalmente e específico para um dado contexto, tende a desaparecer tão rapidamente como surge (Rahayu, 2015). Em ambos os casos o desenvolvimento de interesse tem óbvias implicações educacionais pois influencia positivamente o desempenho cognitivo aumentando a atenção, a motivação académica, a integração de informação com o conhecimento prévio ou a persistência e o esforço nas atividades educativas (Panizzon, 2014; Rahayu, 2015).

A OCDE, no âmbito do PISA, define um estudante que demonstra interesse pela ciência como aquele que evidencia curiosidade pela ciência e por assuntos e atividades com ela relacionados, que procura conhecimentos e capacidades científicas adicionais para fins intrínsecos usando uma variedade de métodos e recursos, e que pesquisa autonomamente informações sobre assuntos relacionados com ciência (OCDE, 2008).

A motivação é outro construto do domínio afetivo com relações claras com os processos de aprendizagem na medida em que é um estado interno que origina, dirige e mantém os comportamentos orientados para objetivos, sendo portanto essencial para fazer com que

os estudantes queiram participar no processo de aprendizagem e posteriormente para que queiram manter-se empenhados na sua continuação (Fortus, 2014a; Rahayu, 2015; Schunk et al., 2014). A motivação pode ter origem extrínseca, quando a realização da tarefa resulta da expectativa de resultados desejáveis, como por exemplo elogios ou louvor por parte do professor, obtenção de boas classificações, ou intrínseca quando a participação na tarefa ou atividade vale por si só e não depende de recompensas externas (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Schunk et al., 2014). É no entanto importante salientar que a motivação tem uma relação recíproca com a aprendizagem e o desempenho, pois quando os estudantes atingem os seus objetivos de aprendizagem, a concretização dos objetivos mostra-lhes que possuem capacidade para aprender o que por sua vez os mantém motivados e os leva a estabelecer novos objetivos (Schunk et al., 2014).

Um outro construto relevante para a compreensão da aprendizagem da ciência é a autoeficácia, pois influencia a motivação, o esforço despendido, a persistência, o interesse e o rendimento dos estudantes (Schunk & DiBenedetto, 2016). A noção de autoeficácia foi definida por Bandura (1977) como "crenças nas suas próprias capacidades para organizar e executar as ações necessárias para produzir os efeitos pretendidos" (p. 3).

Os alunos com uma maior perceção de eficácia em relação à aprendizagem estão mais aptos a autorregular a sua aprendizagem definindo metas, utilizando estratégias de aprendizagem eficazes, monitorizando a sua compreensão e avaliando o seu progresso, bem como a criar ambientes eficazes para a aprendizagem, por exemplo, eliminando ou minimizando distrações, encontrando parceiros de estudo eficazes (Schunk & DiBenedetto, 2016). A interpretação que os estudantes fazem do seu próprio desempenho é a fonte mais fiável de informação para a formação das perceções de autoeficácia, embora as informações exteriores como sejam a apreciação dos professores ou as

comparações com os pares sejam também importantes, do mesmo modo que os estados emocionais (e.g. ansiedade ou stress) (Bandura, 1977; Schunk & DiBenedetto, 2016).

Uma característica importante da autoeficácia é a sua especificidade, o que a distingue de outros construtos próximos mais gerais como sejam o autoconceito – ideia global organizada hierarquicamente sobre as próprias capacidades e a autoestima – avaliação afetiva geral de si próprio (Schunk & DiBenedetto, 2016). Um aluno pode apresentar uma elevada autoeficácia relativamente à química (por vezes até a uma tarefa específica como trabalhar no laboratório) e baixa autoeficácia em relação à física ou à matemática. (Koballa Jr. & Glynn, 2007).

Outros construtos por vezes utilizados no contexto do estudo das atitudes são as crenças, ou os valores. As crenças são definidas como informação, factual ou não, e são consideradas uma das componentes das atitudes (Fabrigar et al., 2019; Fishbein & Ajzen, 1975). Os valores são representações morais, culturais e éticas, aprendidas, fundamentadas epistemologicamente e relativamente duradouras que guiam as decisões e ações dos indivíduos. Partilham com as atitudes a característica avaliativa mas são geralmente mais gerais e em menor número, servindo por vezes de base para a formação de atitudes (Rahayu, 2015; Shrigley et al., 1988).

2.4.1. A importância das atitudes em relação às ciências

Do conjunto de construtos habitualmente referidos como constituindo o domínio afetivo da educação em ciência, as atitudes são indubitavelmente o conceito mais estudado (Alsop, 2015; Flaherty, 2020; Fortus et al., 2022; Potvin & Hasni, 2014a; Reiss, 2005). David Fortus (2014b), no editorial de um número virtual do *Journal of Research in*

Science Teaching com o tema *Attending to Affect in Science Education* de junho de 2014, usa um procedimento curioso mas que demonstra cabalmente a preponderância das atitudes no conjunto dos construtos afetivos: numa análise às palavras chave disponíveis para os autores caracterizarem os seus artigos em duas das mais importantes revistas científicas de educação em ciência (*Journal of Research in Science Teaching (JRST)* e *International Journal of Science Education (IJSE)*), refere que das 95 palavras chave disponíveis no JRST apenas uma é relacionada com afeto – “atitudes”, e que algo semelhante ocorre no IJSE, onde das 142 palavras chave possíveis, apenas “domínio afetivo” e “atitudes” são relacionadas com afeto. Em análises mais clássicas, Potvin e Hasni (2014) num artigo de revisão sobre artigos publicados entre os anos 2000 e 2012, sobre interesse, motivação e atitude em relação à ciência e tecnologia em alunos do jardim de infância até ao 12.º ano, referem que 52% dos artigos seleccionados tinham como tema as atitudes dos alunos. Flaherty (2020) reviu 91 artigos, publicados também desde o ano 2000, relativos ao domínio afetivo da educação em química verificou que 42 (46%) tinham como construto principal as atitudes.

A importância das atitudes na educação em ciências é já reconhecida desde há muito, podendo citar-se John Dewey que, em 1916 num artigo denominado “*Method in science teaching*”, defende a necessidade de se ensinarem atitudes científicas aos alunos e de lhes despertar o interesse para o estudo dos fenómenos naturais, usando como procedimento o método científico (Dewey, 1916). Segundo ele, o ensino da ciência deveria centrar-se em promover as atitudes mentais típicas do método científico, como sejam a integridade intelectual ou a disponibilidade para testar as opiniões e crenças em vez de se limitar a transmitir um conjunto fechado de factos e informações (Dewey, 1916).

Em 1975, Paul Gardner começava o seu artigo “*Attitudes to science: A review*” (Gardner, 1975), um dos mais citados artigos de revisão sobre atitudes face à ciência, com a citação

“A primeira tarefa e o objetivo central da educação em ciências é acordar na criança, quer ela se torne ou não um cientista profissional, uma sensação da alegria, da excitação e do poder intelectual da ciência” (Sears and Kessen, 1964, como citado em Gardner, 1975), relativa à posição da Associação Americana para o Avanço da Ciência na Comissão para a Educação em Ciência, para demonstrar, que já nessa data os responsáveis pelo desenvolvimento dos currículos escolares reconheciam que o desenvolvimento de capacidades cognitivas em ciências não é suficiente, e que os “objetivos finais da educação em ciência incluem também as atitudes” (Gardner, 1975, p. 1). Em 2021, num relatório intitulado *Call to Action for Science Education: Building Opportunity for the Future* das National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine (NASEM), cujo objetivo declarado é estimular e promover uma educação em ciências de alta qualidade nos Estados Unidos da América, pode ler-se “A nossa visão é que todos os estudantes experimentem a alegria, a beleza e o poder da ciência” (NASEM, 2021, p. 20). A semelhança entre estas duas citações, distanciadas quase cinco décadas, demonstra não só que os objetivos não cognitivos continuam a ser reconhecidos como fundamentais no ensino das ciências, mas também que continuam a constituir um tópico ainda por resolver mesmo nos países mais desenvolvidos (Alsop, 2015; Fortus et al., 2022; Reiss, 2005).

O desenvolvimento de técnicas de medição de atitudes (Likert & Roslow, 1934; Thurstone, 1928) e os avanços teóricos sobre as relações entre atitudes e comportamentos (Allport, 1935) foram as primeiras influências promotoras da investigação sobre atitudes na educação em ciências (Koballa Jr. & Glynn, 2007). A universalização da escolarização e a aceitação generalizada de que as escolas têm a obrigação de formar cidadãos com um elevado grau de literacia científica (OCDE, 2019b), têm continuado a servir como motivação para a investigação sobre atitudes face à ciência pois é comumente aceite tanto pelos investigadores como pelos professores que as atitudes dos alunos influenciam os

seus resultados escolares, as suas escolhas em termos de estudos futuros ou mesmo da sua profissão (OCDE, 2019b; Tytler, 2014).

2.4.2. As atitudes na educação em ciência: clarificação dos construtos

A expressão “estudo das atitudes” tem servido para designar um conjunto muito diverso temas como sejam as atitudes face ciência em geral ou aos cientistas, face à ciência escolar, face às diferentes disciplinas escolares ou à sua aprendizagem, ou ainda as atitudes científicas dos alunos (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Nieswandt, 2005; Tytler, 2014). Esta multiplicidade de objetos de estudo gerou a necessidade de clarificar o significado atribuído a cada um destes diferentes construtos.

Uma das primeiras menções à necessidade de distinguir entre os vários significados atribuídos ao termo “atitude” no âmbito da educação em ciência encontra-se no artigo de revisão de Aiken e Aiken (1969). Os autores referem que a maioria dos estudos realizados até essa data com o tema “atitudes face à ciência” abordavam os sentimentos e afetos sobre a ciência em geral ou uma ciência em particular; outros, abordavam o tema das atitudes dos estudantes relativamente às práticas profissionais e à imagem pública dos cientistas (honestidade, humildade, independência); outros ainda, tinham como objeto de estudo as “atitudes científicas”, que os autores caracterizam como sendo “o conhecimento ou a adesão ao método científico” (Aiken & Aiken, 1969, p. 295) e pertencendo portanto fundamentalmente ao domínio cognitivo (Aiken & Aiken, 1969). Uma categorização semelhante é proposta por Renato Schibeci (1977) que divide as atitudes na área da educação em ciências em: “atitudes *para* a ciência”, correspondentes às atitudes face à ciência de Aiken e Aiken (1969), “atitudes *para as* atitudes na ciência” que se referem às

atitudes face aos traços supostamente característicos dos cientistas (por exemplo mentalidade aberta, curiosidade) e “atitudes *na* ciência” semelhantes às atitudes científicas de Aiken e Aiken (1969), que o autor considera como “atitudes orientadas cognitivamente” (Schibeci, 1977, p. 47) e portanto pertencendo ao domínio cognitivo.

Gardner (1975) reforça a importância da distinção entre “atitudes científicas” e “atitudes face à ciência” referindo que as primeiras são características do estilo de pensamento que os cientistas devem presumivelmente demonstrar e portanto não são passíveis de desencadear uma resposta atitudinal, enquanto as “atitudes face à ciência” são definidas pelo autor como “disposições aprendidas para avaliar de certo modo objetos, pessoas, ações, situações ou propostas, envolvidas na aprendizagem da ciência” (Gardner, 1975, p. 2), e correspondem a construtos como interesse na ciência, atitude face aos cientistas ou atitude face à responsabilidade social da ciência, que possuem sempre um objeto atitudinal declarado, face ao qual é possível reagir favorável ou desfavoravelmente. Um vasto conjunto de autores faz referência à importância desta distinção na clarificação do objeto de estudo na investigação sobre atitudes em ciências, concordando, na sua maioria, que as “atitudes científicas” não são atitudes mas sim construtos de carácter cognitivo, relativos aos modos de pensar e de produzir conhecimento próprios dos cientistas e do método científico (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Laforgia, 1988; Reid, 2006; Schibeci, 1977, 1984). Outros autores, embora concordando com a importância desta distinção no âmbito da especificação do objeto de estudo da investigação, consideram as atitudes científicas como um tipo de atitudes e não como um construto do domínio cognitivo (Barmby et al., 2008; Osborne et al., 2003; Tytler, 2014; Tytler & Osborne, 2012).

A falta de uniformização da definição do construto “atitudes face à ciência”, no contexto da educação em ciência, faz com que este possa assumir diversos significados, pelo que o seu significado deve ser detalhado, no sentido de determinar com precisão o objeto de

estudo das diferentes investigações e estudos (Barmby et al., 2008; Osborne et al., 2009). Tytler e Osborne (2012) e Tytler (2014) nos seus capítulos sobre atitudes face à ciência dos Handbooks em Educação em Ciência referem que este construto está relacionado com os seguintes conceitos:

- Atitude face à ciência e aos cientistas;
- Interesse em ciência e em atividades relacionadas com ciência;
- Interesse em seguir uma carreira em ciências ou trabalho relacionado à ciência;
- Atitude em relação à ciência escolar;
- Atitude face às experiências relativas à aprendizagem das ciências;
- Sensação de autoeficácia ou ansiedade em relação à ciência.

Num dos mais citados artigos de revisão sobre o tema das atitudes face à ciência Osborne et al. (2003) definem de atitudes face à ciência como “sentimentos, crenças e valores sobre um objeto que pode ser o empreendimento da ciência, a ciência escolar, o impacto da ciência na sociedade ou os próprios cientistas” (Osborne et al., 2003, p. 1053) e apresentam também uma extensa lista de “componentes” incluídos por diversos autores nos seus estudos de medida de atitudes face à ciência, alguns semelhantes aos já referidos como por exemplo autoestima, prazer ou ansiedade na ciência, mas também outros de natureza mais próxima do contexto escolar como as perceções sobre o professor de ciências, a natureza do ambiente da sala de aula ou o medo de falhar na disciplina, e ainda outros de carácter sociofamiliar como por exemplo atitudes dos pais e dos pares e amigos face à ciência.

Outros autores, como por exemplo Reid (2006) ou Kind et al. (2007) apresentam também listas semelhantes de construtos que podem ser relacionados com as atitudes face à ciência. Embora em alguns casos a formulação desses construtos seja diferente da que

apresentamos acima, o conteúdo é na sua maioria coincidente, como se pode verificar por exemplo no caso da “atitude em relação à ciência escolar” de Tytler (2014) que é referido por Reid (2006) como “atitude face à ciência como uma disciplina” ou por Kind et al. (2007) como “atitude face à aprendizagem da ciência na escola”, ou no caso do “interesse em ciência e em atividades relacionadas com ciência” de Tytler (2014) que no caso de Kind et al. (2007) aparece subdivido em “importância da ciência” e “atitude face à ciência fora da escola”.

Da análise dos diferentes construtos associados à atitude dos alunos face à ciência que acabamos de enunciar, é possível verificar que parte deles, como é o caso dos três primeiros da lista proposta por Tytler (2014), que apresentamos acima, ou da “atitude face à ciência fora da escola” de Kind et al. (2007), se referem às atitudes face à ciência e aos cientistas em geral, enquanto outros se prendem com as atitudes face à ciência escolar, como é o caso dos três últimos da lista de Tytler (2014) ou da “atitude face à aprendizagem da ciência na escola” de Kind et al. (2007). A distinção entre estes dois construtos tem implicações quer ao nível prático, na interpretação de resultados de estudos empíricos, tanto descritivos como experimentais ou semiexperimentais, quer a um nível mais conceptual na definição dos objetos atitudinais relevantes, por exemplo para a definição dos objetivos das políticas educativas.

A educação em ciências, em particular durante a escolaridade obrigatória apresenta um “duplo mandato” social (Tytler & Osborne, 2012, p. 597) e cada uma dessas duas funções representa objetos atitudinais distintos (NASEM, 2021; OCDE, 2019b; Tytler, 2014). Por um lado, a ciência escolar tem por obrigação dotar as novas gerações de cidadãos com competências e conhecimentos científicos que lhes permitam participar, enquanto cidadãos conscientes e informados, numa sociedade onde as decisões de cariz científico-tecnológico são cada vez mais importantes, mesmo que enquanto alunos a sua

predisposição para aprender nessas áreas seja reduzida. Por outro lado, a ciência escolar tem também como objetivo formar a nova geração de “cientistas” dando aos alunos que pretendem continuar os seus estudos nas áreas de ciências e tecnologias e prosseguir depois carreiras nessas áreas, conhecimentos fundamentais sólidos que lhes sirvam de base aos seus futuros cursos e carreiras, mantendo-os motivados e empenhados para que não se afastem dessas áreas do saber, e, cumpram de facto, essa opção no momento de escolherem (OCDE, 2016, 2019b; Tytler, 2014; Tytler & Osborne, 2012). No caso do primeiro destes objetivos, são mais relevantes as atitudes face à ciência em geral para fomentar a disponibilidade dos alunos para aprendizagem e para o reconhecimento do valor das diferentes áreas das ciências para a sua vida diária, enquanto no segundo são as atitudes face à ciência escolar que deverão o principal foco de atenção por forma a maximizar o empenhamento dos alunos na aprendizagem e manutenção do seu compromisso com a ciência (OCDE, 2016, 2019b; Tytler, 2014; Tytler & Osborne, 2012). Pode assim dizer-se que as atitudes face à ciência escolar se podem considerar tanto um *produto* do ensino das ciências, pois o desenvolvimento de atitudes positivas face à ciência é um objetivo declarado da maioria dos currículos escolares e das recomendações das instituições internacionais que analisam a educação (e.g. DGE, 2017; OCDE, 2019b), como um *fator* necessário para essa mesma educação pois são, desde há muito reconhecidas como promotoras da realização de aprendizagens significativas e do sucesso académico (Gardner, 1975; Koballa Jr. & Glynn, 2007; Musengimana et al., 2021; Potvin & Hasni, 2014a).

Num nível mais empírico a distinção entre ciência escolar e ciência em geral é importante por exemplo para compreender e enquadrar os muitos estudos que referem o declínio das atitudes dos alunos do ensino básico e secundário face à ciência (Blalock et al., 2008; Mao et al., 2021; Mujtaba et al., 2018; Potvin & Hasni, 2014b; Sheldrake et al., 2019).

Potvin e Hasni (2014b), num estudo com 2628 estudantes dos 5.º ao 11.º anos da província do Quebec, analisaram as razões para o declínio do interesse em ciências e tecnologias e de outros construtos próximos, nos quais se incluem as atitudes, por intermédio da aplicação de questionários. Os resultados demonstraram que ao longo dos vários anos de escolaridade ocorreu uma degradação das variáveis relacionadas com ciência e tecnologia escolar e uma melhoria das relacionadas com a ciência e tecnologia fora da escola e com o interesse em estudos e carreiras futuras nestas áreas. Os autores verificaram ainda que as disciplinas da área das ciências, são vistas como progressivamente mais difíceis mas simultaneamente mais valorizadas pelos alunos (Potvin & Hasni, 2014b) demonstrando não só a existência das diferenças entre as atitudes face à ciência em geral e face à ciência escolar, como também a influência da escola nestes resultados.

Resultados semelhantes são reportados por vários outros autores. Barmby et al. (2008) num estudo com 932 alunos dos 7.º ao 9.º anos de escolaridade em Inglaterra que, para além de analisarem a atitude face à ciência como um todo (a que chamam Atitude combinada) analisaram também diferentes construtos atitudinais como aprender ciências na escola, ciência fora da escola, importância da ciência ou participação futura em ciência. Os resultados indicam que o declínio mais acentuado das atitudes face à ciência se verifica precisamente no construto aprender ciência na escola. Osborne et al. (2003), referem nove estudos que relatam declínios nas atitudes dos estudantes a partir da entrada no ensino secundário, mas indicam também que “muitas pesquisas mostram repetidamente que as atitudes dos estudantes face à ciência ela própria são positivas” (Osborne et al., 2003, p. 1060). Schreiner e Sjøberg (2019) no relatório final do projeto Relevance Of Science Education (ROSE), que, durante 15 anos (com início em 2001), recolheu dados em 15 países, sobre as perceções de alunos sobre a ciência e a educação em ciências, a fim de esclarecer a importância dos fatores afetivos na aprendizagem de ciências e tecnologias,

apresentam também resultados que confirmam que o interesse e as atitudes dos estudantes face à ciência escolar são sempre mais negativos que face à ciência em geral, confirmando a importância da necessidade de distinguir entre estes dois construtos nos estudos sobre atitudes dos estudantes face à ciência.

Uma outra clarificação que importa fazer no âmbito do construto “atitude face à ciência escolar” refere-se ao facto de este ser muitas vezes apresentado na bibliografia como um construto unitário resultando de procedimentos de análise e medida relativos ao conjunto das disciplinas e outras atividades escolares da área das ciências naturais. No entanto, em muitos países, entre os quais Portugal, a ciência escolar é, desde bastante cedo, subdividida em várias disciplinas relativamente às quais os alunos apresentam atitudes diferentes, pelo que a sua medição como um construto único pode resultar em enviesamentos nos resultados (Cheung, 2009a; Sjøberg & Schreiner, 2019; Tytler & Osborne, 2012).

Numerosos estudos têm confirmado a necessidade desta distinção pois os resultados obtidos para as diferentes disciplinas escolares são claramente distintos, sendo as disciplinas escolares das áreas da física e da química geralmente referidas como sendo aquelas relativamente às quais os estudantes apresentam atitudes menos positivas (Ardura & Pérez-Bitrián, 2019; OCDE, 2016; Osborne et al., 2003; Sheldrake et al., 2019; Tytler & Osborne, 2012). Este facto gera preocupação nos educadores e nos decisores políticos por duas ordens de razões: em primeiro lugar a física e a química são disciplinas diretamente relacionadas com as áreas da engenharia e da tecnologia, e por isso vistas como áreas científicas de elevada relevância económica. Em segundo lugar, porque são áreas tradicionalmente menos populares entre os estudantes, em particular as raparigas, e por isso menos procuradas no momento de decidir qual o curso universitário a seguir

(OCDE, 2019b; Tytler, 2014). Para além disso, são também áreas com menor rendimento escolar, por exemplo quando comparadas com a biologia.

2.4.3. Atitudes face a física e à química

A investigação realizada na área das atitudes face às disciplinas escolares da área das ciências naturais pode agrupar-se em vários tipos de estudos, onde se incluem: a) desenvolvimento ou adaptação e validação de instrumentos de medida, caracterização das atitudes dos estudantes em função de vários fatores demográficos e sociais (por exemplo sexo, idade, ano de escolaridade ou apoio parental); b) descrição e avaliação do efeito de intervenções escolares ou métodos de ensino (por exemplo atividades praticas ou laboratoriais); c) relação das atitudes com rendimento escolar e d) intenções de prosseguir estudos na área (Flaherty, 2020; Potvin & Hasni, 2014a). Em muitos casos um mesmo estudo corresponde a mais do que uma destas tipologias, como é por exemplo o caso da adaptação de escalas de medida para a aplicação em países/idiomas diferentes dos originais, para a avaliação de fatores demográficos ou do efeito de intervenções educacionais.

As primeiras referências a questionários específicos para avaliar atitudes dos estudantes face à física e à química são provavelmente os desenvolvidos em Israel por Tamir et al. (1974) para a física e por Hofstein et al. (1977) para a química, sendo este último uma adaptação da escala desenvolvida por Tamir et al. (1974), em que as referências à física eram substituídas diretamente por química. O questionário utilizado por Tamir et al. (1974) foi desenvolvido tendo como base um conjunto prévio de entrevistas a estudantes do secundário que identificaram os principais aspetos que influenciam a escolha da física

como tema principal na universidade, sendo depois, os mais frequentemente referidos convertidos nos fatores da escala: o estudo da física no ensino secundário, a imagem social da física, o papel da física na arena nacional-política, a imagem masculina-feminina da física. Como principais resultados os autores destacaram que a par das variáveis associadas à escola também as variáveis económicas, sociais e políticas eram importantes para os alunos e que embora as raparigas concordassem que “poucas raparigas escolhem estudar física” elas rejeitavam veementemente que a “física fosse masculina” (Tamir et al., 1974, p. 83). Hofstein et al. (1977) fazendo a comparação dos resultados com os obtidos para a física referiram que as atitudes dos alunos relativamente à química são mais positivas, que a química é menos importante a nível social e político e que as raparigas têm atitudes pelo menos tão positivas face à química como os rapazes, sendo mesmo superiores em alguns itens.

O desenvolvimento ou adaptação de escalas de atitudes relativas à ciência no geral ou mesmo a outras disciplinas escolares, normalmente para aplicação a contextos situacionais específicos, constitui um dos tipos de estudos sobre atitudes dos estudantes mais frequentes (Flaherty, 2020). Como exemplo podem citar-se a adaptação de Kousa et al. (2018) da escala de Fennema–Sherman (Fennema & Sherman, 1976) originalmente desenvolvida para a matemática, para medir atitudes face à química de alunos Finlandeses com baixo rendimento escolar. Kousa et al. (2018) analisaram também, dentro deste grupo, o efeito de outras variáveis nas atitudes como sejam o género, a língua nativa ou o apoio escolar, e verificaram que os rapazes, os estudantes falantes não nativos e os que tiveram apoio especial apresentaram atitudes mais positivas face à química.

A escala TORSA (Test of Science Related Attitudes), desenvolvida originalmente por Fraser (1978) para medir atitudes face à ciência de alunos do 7.º ao 10.º anos de escolaridade é constituída 70 itens distribuídos por sete subescalas: Implicações Sociais

da Ciência, Normalidade dos Cientistas, Atitude face à Investigação Científica, Adoção de Atitudes Científicas, Prazer nas Aulas de Ciências, Interesse de Lazer pela Ciência e Interesse de Carreira pela Ciência. No entanto vários estudos posteriores não conseguiram confirmar esta estrutura fatorial (Cheung, 2009b). Esta escala foi adaptada por Darmawangsa (2018, como citado em Kurniawan et al., 2019) para medir atitudes face à física de estudantes indonésios do ensino secundário e posteriormente usada por exemplo Kurniawan et al. (2019) e por Astalini et al. (2019) para medir as atitudes face à física de alunos indonésios com idades entre 15 e 17 anos. Em cada um destes estudos apenas algumas das subescalas do instrumento original foram utilizadas, concluindo os autores que os estudantes têm atitudes “pobres” (Astalini et al., 2019, p. 160) em relação à física. Cheung (2009b), modificou a escala “Prazer nas aulas de ciências” para criar a Escala de Atitudes face às Aulas de Química (Attitude toward Chemistry Lessons Scale - ATCLS), com quatro subescalas: gosto pelas aulas teóricas de química, gosto pelo trabalho de laboratório em química, crenças avaliativas sobre a química escolar e tendências comportamentais sobre a aprendizagem de química. Após análise fatorial e entrevistas para clarificação e seleção de itens, obteve uma escala com três itens por subescala, que depois utilizou para analisar as atitudes de 954 estudantes de Hong Kong, com 16 a 19 anos de idade, medindo também o efeito das variáveis género e ano de escolaridade e concluindo que ambos os fatores têm efeitos estatisticamente significativos, com os rapazes e os alunos mais novos a apresentarem atitudes mais positivas. Num estudo posterior este autor (Cheung, 2011) descreve a utilização desta escala por parte de dois docentes do ensino secundário de Hong Kong que foram entrevistados após a aplicação do questionário. O docente, cujas opiniões constam do artigo, refere que os dados obtidos pelos questionários bem, como as reflexões produzidas durante a entrevista, foram muito importantes para a melhoria das suas práticas letivas, demonstrando, na opinião do autor,

a utilidade da escala para além da mera obtenção de dados descritivos sobre as atitudes dos alunos (Cheung, 2011).

A ATCLS foi posteriormente usada em estudos noutros países. Por exemplo Heng e Karpudewan (2015) usaram-na para determinar os efeitos do género e do ano de escolaridade nas atitudes face às aulas de química, em alunos malaios com idades entre 16 e 19 anos, verificando que aquelas duas variáveis influenciam as atitudes dos alunos e Mon (2022) pode verificar que as atitudes face à química de alunos universitários de Mianmar matriculados em disciplinas de química, são positivas e preditoras das intenções de frequentar futuramente cursos de química.

Uma outra escala de medida para a disciplina de química foi desenvolvida por Salta e Tzougraki (2004), e utilizada para medir a atitude de alunos do 11.º ano de escolaridade gregos obtendo resultados neutros para as subescalas “dificuldade da disciplina” e interesse da disciplina”, positivos na subescala “importância da disciplina de química para a vida” e negativos na subescala utilidade da disciplina para a carreira futura”. Verificou também que apenas na subescala relativa à dificuldade da disciplina havia diferenças de género, com as raparigas a apresentar atitudes menos positivas. Esta mesma escala foi utilizada por Arniezca e Ikhsan (2021) em alunos finalistas do ensino secundário na Indonésia. Os resultados foram mais positivos, com atitudes positivas na subescala “importância da disciplina de química para a vida” e neutrais nas restantes. Foram também avaliadas diferenças de género com as raparigas a apresentar atitudes mais positivas que os rapazes em todas as subescalas.

Em vários outros estudos, os investigadores utilizam instrumentos de medida desenvolvidos por outros autores para a mesma disciplina escolar, ainda que com alterações para os adaptar por exemplo a outros níveis de escolaridade ou traduzidos para outras línguas distintas da original. É, por exemplo, o caso do “Attitude toward the

Subject of Chemistry Inventory - ASCI” desenvolvido por Bauer (2008), um instrumento de medida baseado na técnica de diferencial semântico, formado por 20 itens divididos por três fatores: interesse e utilidade, ansiedade, acessibilidade intelectual. Posteriormente uma outra versão do ASCI foi publicada, ASCIv2 (Xu & Lewis, 2011) com apenas 8 itens e dois fatores: acessibilidade intelectual e satisfação emocional. Esta versão foi utilizada em vários outros estudos nomeadamente por Kahveci (2015) com estudantes turcos de 16-18 anos de idade (10.º - 12.º anos de escolaridade), e por Montes et al. (2018) com estudantes chilenos de 15-18 anos de idade (11.º - 13.º anos de escolaridade). Em ambos os casos os alunos evidenciaram atitudes neutras em ambos os fatores. Os resultados obtidos por Kahveci (2015) indicaram que o rendimento académico prévio nas disciplinas de química, afetou ambos os fatores medidos, ao contrário do género dos estudantes. Por seu lado, Montes et al. (2018) referem que as atitudes dos estudantes decresceram ao longo da escolaridade, mas aumentaram nos alunos com melhores notas escolares.

O questionário “Colorado Learning Attitudes about Science Survey - CLASS” foi desenvolvido por Adams et al. (2005), para medir as atitudes e crenças dos estudantes sobre a aprendizagem da física e inicialmente foi aplicado e validado para alunos do ensino superior, sendo atualmente um dos instrumentos mais referenciados a nível mundial (Douglas et al., 2014). Inicialmente foi proposta uma estrutura composta por oito fatores: Conexões do mundo real, Interesse pessoal, Esforço e criação de sentido, Conexões conceituais, Compreensão conceitual aplicada, Geral para solução de problemas, Confiança para solução de problemas e Sofisticação para solução de problemas. No entanto outros autores criticaram esta estrutura fatorial que, para além de complexa apresentava problemas psicométricos como seja a utilização de vários itens em mais do que um fator. Douglas et al. (2014) reviram a estrutura e propuseram uma outra, utilizando apenas 15 dos 41 itens originais, composta por três fatores: Aplicação Pessoal

e Relação com o Mundo; Resolução de Problemas e Aprendizagem; Esforço Pessoal e Criação de Sentido. O CLASS foi também modificado para estudos sobre química (Barbera et al., 2008) e biologia (Semsar et al., 2011).

Quer na sua versão original quer na simplificada, o CLASS foi adaptado para alunos do ensino secundário. Como exemplos podemos citar os estudos publicados por Zhang e Ding (2013) que aplicaram a versão original a alunos chineses dos 8.º ao 12.º anos de escolaridade), após tradução para mandarim, ou por Martins e Lindsay (2022) com alunos americanos, utilizando 11 itens numa solução fatorial de dois fatores: Conexões pessoais com a física e Práticas de resolução de problemas. Os autores ressaltam que esta estrutura não deve ser interpretada como uma versão melhorada do CLASS, mas sim como a solução adequada aos objetivos específicos do seu estudo: fornecer dados para suportar propostas curriculares focadas em envolver os alunos nas disciplinas de ciências (Martins & Lindsay, 2022).

Montes et al. (2022) utilizaram 23 itens da versão CLASS-química para criar um novo instrumento de análise de atitudes face à aprendizagem de química que, após análise fatorial numa amostra de 503 alunos chilenos do ensino secundário, resultou numa escala com 18 itens e quatro fatores: conexão ao mundo real, dificuldade percebida na resolução de problemas, confiança na resolução de problemas e perspectiva atómico-molecular da química. Os resultados revelaram a ausência de diferenças de género, e uma associação positiva entre o rendimento escolar e todas as subescalas.

A metodologia seguida por Montes et al. (2022), que construiu um novo instrumento utilizando itens de outro ou outros já existentes, é habitualmente seguida nos estudos nesta área, em que os investigadores desenvolvem e validam novas escalas para as aplicar em contextos específicos. Infelizmente muitas vezes essas escalas acabam por ser utilizadas uma única vez, pelo menos pelo que se pode verificar nas pesquisas bibliográficas, o que

limita a sua validade. Como exemplos deste tipo de instrumentos podemos citar a escala desenvolvida por Kaur e Zao (2017) para a disciplina de física no ensino secundário na Índia, com 43 itens distribuídos por cinco fatores: entusiasmo em relação à física, aprendizagem da física, física como um processo, professor de física e física como uma vocação futura.

Çermik e Kara (2020) desenvolveram uma escala sobre as atitudes face à disciplina de física do ensino secundário turco que testaram num processo com três fases, envolvendo 1118 alunos e obtiveram, após análise fatorial confirmatória, quatro fatores: interesse, falta de vontade (“unwillingness” no original), autoconceito académico e necessidade.

Bologna e Peressi (2021), apresentam um instrumento para o ensino secundário da física em Itália em que as autoras referem ter escolhido cerca de dez itens pertencentes a outras escalas para cada um de três fatores definidos antecipadamente: afetivo-emocional, cognitivo, e comportamental. Não são apresentados estudos de análise fatorial, apenas análise da consistência interna usando o coeficiente α de Cronbach (Cronbach, 1951) e adequação da amostra para a análise fatorial pelo coeficiente de Kaiser-Meyer-Okin (Kaiser, 1974).

Munoz Massom et al. (2019) construíram uma escala de medida de atitudes face à disciplina de química para alunos chilenos do ensino secundário, com base em outras escalas já existentes para a disciplina de física (Gómez, 2011, como citado em Munoz Masson et al., 2019). A seleção dos itens e a metodologia seguida para a validação da escala foram bastante rigorosas; no entanto os procedimentos estatísticos foram efetuados sobre uma amostra de apenas 114 estudantes o que levou os próprios autores a considerar os resultados como preliminares. Também no caso desta escala, não foi possível encontrar mais nenhuma referência bibliográfica que evidenciasse novas utilizações da escala.

Como se pode verificar das descrições dos estudos de desenvolvimento de escalas acima expostos, uma das variáveis cuja influência sobre as atitudes foi sistematicamente analisada foi o gênero dos estudantes (e.g. Cheung, 2009a; Montes et al., 2022; Musengimana et al., 2021), merecendo mesmo a classificação de “variável mais importante” no que diz respeito às atitudes dos estudantes relativamente à ciência por parte de Gardner na sua revisão bibliográfica de 1975, onde o autor refere também que os rapazes apresentam atitudes mais positivas face à ciência que as raparigas. Gardner refere também que os rapazes preferem as ciências físicas, enquanto as raparigas elegem como favoritas as ciências biológicas. Steinkamp & Maehr (1983) alguns anos mais tarde, num outro artigo de revisão afirmam enfaticamente na introdução que:

“There is little question that women have not achieved in the area of science to the same degree men have. A major cause is thought to be attitudinal: Females simply do not like science as well.” (p. 369)

No entanto, na apresentação dos resultados em termos das correlações entre gênero e variáveis afetivas, os autores referem que a influência de gênero é globalmente negligenciável, sendo mesmo favorável às raparigas na biologia e na química.

A diferença de atitudes entre sexos continua a estar presente nos grandes inquéritos internacionais, como por exemplo o PISA. Na sua edição de 2015 (OCDE, 2016), em que o tema preferencial foram as ciências, os resultados das atitudes e das preferências dos alunos, medidos no PISA, seguem o padrão referido por Gardner (Gardner, 1975), o que é bastante surpreendente em função das quatro décadas de intervalo que existem entre os estudos. Resultados semelhantes são reportados no relatório final do projeto ROSE (Sjøberg & Schreiner, 2019) com as raparigas dos vários países participantes a expressarem geralmente opiniões mais negativas que os rapazes sobre a ciência e tecnologia em geral bem como sobre a ciência escolar.

Esta tendência, no entanto, parece começar a mudar um pouco, pelo menos a julgar pelos resultados de alguns dos artigos específicos sobre as atitudes face à química de alunos do ensino não superior que reportam a ausência de efeitos de género nos resultados (e.g. A. Kahveci, 2015; Montes et al., 2022) ou mesmo atitudes mais positivas por parte das raparigas (e.g. Heng & Karpudewan, 2015; Salta & Tzougraki, 2004). No que se refere à física a maior parte dos estudos em que a diferença de atitudes foi analisada indicam que são mais positivas nos rapazes (e.g. Martinko & Vorkapic, 2017; Veloo et al., 2015), embora no caso do estudo de Veloo et. al., as raparigas tenham evidenciado atitudes mais positivas na subescala “dificuldade na física” e não tenha havido diferenças significativas entre os sexos na subescala “importância da física”.

Em função dos resultados, que repetidamente demonstram o declínio das atitudes dos alunos face à ciência na escola e em particular nas disciplinas de física e química (OCDE, 2016; Osborne et al., 2003), muitos estudos na área das atitudes dos alunos são relativos a intervenções pedagógicas e métodos de ensino diferentes dos tradicionais (Aguilera & Perales-Palacios, 2018; Flaherty, 2020; Musengimana et al., 2021; Potvin & Hasni, 2014a). Swarat et al. (2012, p. 515) afirmam mesmo que “a forma da atividade, em vez do tópico do conteúdo e dos objetivos de aprendizagem, decide o interesse de um episódio instrucional”. A maioria das intervenções descritas tende a apresentar resultados positivos em termos atitudinais, embora muitas vezes se trate de intervenções muito específicas e com emprego de meios muito distintos do normalmente à disposição dos professores (Potvin & Hasni, 2014a). A título de exemplo pode citar-se a melhoria das atitudes face às disciplinas de química e à física resultante do aumento da utilização de atividades práticas (ver por exemplo Sharpe & Abrahams, 2019). Neste estudo, no entanto, os autores referem que os resultados destas intervenções devem ser analisados com cuidado, pois verificaram que os alunos tendem a preferir as atividades práticas apenas porque estas

lhes conferem uma sensação de ser bem-sucedidos contrariamente às atividades mais tradicionais. Outras atividades de metodologias baseadas no questionamento (Maison et al., 2021; Tekin & Muştu, 2021), ou a utilização de abordagens Ciência-Tecnologia-Sociedade (CTS) (Bennett et al., 2007) também demonstraram resultados positivos em termos das atitudes dos alunos do ensino secundário face às disciplinas de física e química.

A relação entre as atitudes e o rendimento académico nas disciplinas de ciências tem sido um tema recorrente na investigação efetuada na área educação em ciências (Mao et al., 2021; Simpson & Steve Oliver, 1990; Willson, 1983). A principal razão para este continuado interesse prende-se com a importância dada ao rendimento académico como indicador principal do sucesso dos alunos, sendo a nota obtida na disciplina interpretada pelos alunos e pela sociedade em geral como a medida definitiva do grau de sucesso (Johnson et al., 2022; Ross et al., 2020).

Em 1976, Benjamin Bloom (1976, como citado em Simpson & Steve Oliver, 1990) afirmava que 25% da variância do rendimento escolar poderia ser explicada pelos sentimentos dos alunos relativamente à escola e, num outro texto de 1977 (Bloom, 1977), o mesmo autor reflete sobre a importância das notas escolares nas diferentes disciplinas sobre a forma como os alunos percecionam a sua eficácia nas diferentes tarefas escolares e sobre as consequências que daí advêm para as suas atitudes face às disciplinas e à escola. Estas reflexões de Bloom remetem para dois tópicos que continuam ainda hoje a gerar discussão nas análises sobre este tema: em primeiro lugar qual a relação causal entre as atitudes e o rendimento, isto é, são as atitudes que condicionam o rendimento ou vice-versa, ou a relação é bidirecional? Em segundo lugar, qual a dimensão das correlações entre atitudes face às disciplinas de ciências e o rendimento e, qual a capacidade preditiva das atitudes no que se refere ao rendimento dos alunos.

A questão da causalidade entre atitudes e rendimento acadêmico está presente desde há muito na investigação sobre educação em ciências. Schibeci e Riley (1986) investigaram a influência de variáveis demográficas e sociais de alunos americanos de 17 anos nas suas percepções e atitudes sobre a sua educação em ciências, e sobre o seu rendimento, e testaram dois modelos causais: um em que as atitudes influenciavam o rendimento escolar e outro, o inverso. O modelo com melhores índices de ajustamento foi o que assumia a influência das atitudes sobre o rendimento.

A teoria estatística estabelece, no entanto, que a demonstração de relações causa efeito exige a verificação de três condições geralmente só demonstráveis no âmbito de estudos de design experimental: 1) isolamento, ou seja na ausência da causa não ocorre o efeito; 2) associação, a causa e o efeito estão fortemente correlacionadas e ocorrem numa determinada ordem temporal e 3) direção, a relação de causalidade verifica-se da causa para o efeito (Marôco, 2014). Os diversos métodos estatísticos comumente utilizados para demonstrar relações entre variáveis (e.g. regressão linear, análise de equações estruturais) não permitem por si só estabelecer relações de causa efeito, dependendo essa relação das decisões do investigador quando estabelece o modelo a testar, que assume uma relação causal entre as variáveis e testa estatisticamente proposições com base nessa assunção (Marôco, 2014).

Assim o que se pode verificar analisando os trabalhos publicados sobre a relação entre atitude face às disciplinas de ciências e o rendimento é que a maioria dos estudos apresenta apenas valores de correlação e/ou de análise da relação funcional entre variáveis (por exemplo através de regressão linear ou modelos de equações estruturais) em que as atitudes podem ser variáveis dependentes ou independentes. Kahveci (2015), num estudo de validação da adaptação de um instrumento de medição de atitudes face à química para alunos turcos, faz depois algumas análises univariadas considerando as atitudes como

variável dependente, que demonstram que o rendimento prévio na disciplina de química ou a nota no teste de final de ciclo no 8.º ano, têm efeitos nas duas dimensões atitudinais medidas. Consciente das limitações dos métodos utilizados, autor refere que “embora esta pesquisa não revele uma relação causa-efeito, fornece provas de que o rendimento do curso de química e as atitudes intelectuais e emocionais estão interligadas para os alunos do ensino secundário” (A. Kahveci, 2015, p. 290).

A correlação entre as atitudes dos estudantes face à ciência e o rendimento escolar tem sido estudada desde a década de 60 do século XX (e.g. Aiken & Aiken, 1969), na sequência do reconhecimento da correlação existente entre atitudes e comportamentos, que foi extrapolada para este contexto como “atitudes positivas face à ciência resultam em comportamentos positivos - bom rendimento escolar” (Shrigley, 1990). Em vários artigos de revisão datados das décadas 60, 70 e 80 do século passado é referida a existência de estudos demonstrando correlações positivas entre atitudes e rendimento embora a dimensão dessas correlações seja muito variada e dependente de diversos fatores como sejam por exemplo o grau/ano de escolaridade, a disciplina escolar ou o género dos alunos (Gardner, 1975; Schibeci & Riley, 1986; Willson, 1983). Simpson e Steve Oliver (1990) num estudo com dados recolhidos ao longo de dez anos nos Estados Unidos da América, encontraram correlações positivas entre o autoconceito sobre ciência, ansiedade face à ciência e atitude relativamente à ciência, que em conjunto explicavam 11% da variância do rendimento nas disciplinas de ciência, Weinburgh (1995), reviu os estudos publicados entre 1970 e 1991, e concluiu que 18 estudos referiam a existência de correlações positivas, embora moderadas. Muitos dos artigos de revisão citados, no entanto, apresentam estudos com resultados bastante variáveis e níveis de correlação moderados a fracos (Osborne et al., 2003).

Durante as duas primeiras décadas do século XXI, numerosos estudos sobre esta mesma temática foram publicados, na sua maioria tendo como foco atitudes face à ciência, sendo o número de estudos específicos sobre atitudes dos estudantes face às disciplinas de física e química no ensino não superior bastante reduzido (A. Kahveci, 2015). Tendo em conta que as atitudes face à disciplina de físico-química no ensino básico são o principal foco do presente estudo, e na ausência de outros estudos específicos sobre esta disciplina, apresentam-se em seguida alguns resultados de investigações realizadas sobre as disciplinas de física e química com alunos do ensino não superior.

Relativamente à de química, Salta e Tzougraki (2004), que examinaram uma amostra de 567 alunos gregos do 11º ano, encontrando correlações moderadas a baixas ($0,24 < r < 0,41$ para as diferentes subescalas) entre atitude em relação à química e desempenho académico, verificando também, através de um modelo de regressão linear múltipla stepwise, que as atitudes eram preditores significativos do rendimento e permitiam explicar 19,4% da variância do rendimento. Kan e Akbas (2006) obtiveram uma correlação de 0,32 entre as atitudes face à química e as notas à disciplina de alunos turcos dos três primeiros anos do ensino secundário, bem como um modelo de regressão múltipla que explicava 10,4% da variância das notas à disciplina. Kingir e Aydemir (2012), num estudo também com alunos turcos do 11º ano encontraram uma correlação de 0,52 entre a atitude em relação à química e as notas escolares. Kousa et al. (2018), estudaram alunos finlandeses do ensino secundário com baixo rendimento escolar e verificaram que as atitudes e as notas, tanto em testes intermédios como num exame nacional à disciplina de química, estavam correlacionadas.

No que se refere à disciplina de física, Awodun, et al. (2014) num estudo com alunos nigerianos do ensino médio, obtiveram uma correlação significativa de 0,48 e verificaram, por meio de um modelo de regressão múltipla, que as atitudes face à física

eram a variável com maior capacidade preditora do rendimento escolar à disciplina explicando 19,6% da variância. Vahedi e Yari (2014). Analisando as correlações entre as atitudes e o rendimento de alunos iranianos do ensino médio, relataram correlações de 0,27 e de -0,25 para as atitudes e para a ansiedade respectivamente; nenhuma destas variáveis, no entanto, demonstrou ser um preditor significativo do rendimento. Num estudo com 203 alunos malaios de 15-16 anos de idade, Veloo et al. (2015), encontraram correlações significativas de 0,24 e 0,19 para as subescalas “Interesse em relação à Física” e “Atitude em relação à dificuldade em Física”, respectivamente, mas não para “Atitude em relação importância da Física”. Martinko & Vorkapic (2017), num estudo com 557 alunos croatas do 8º ano, utilizaram um questionário sobre atitudes face à disciplina de física composto por 25 itens, que depois analisaram individualmente, encontrando correlações significativas para 15 itens dos quais oito mostraram ser preditores significativos do rendimento dos alunos, medido a partir de um teste sobre energia e forças, preparados especificamente para o estudo. Kapucu (2017) utilizou um questionário de atitudes face à física desenvolvido por Tekbiyiki e Akdeniz (2010), e verificou que as dimensões “compreensão” e “necessidade”, ao contrário das dimensões “importância” e “interesse”, eram preditores significativos da nota de física de alunos turcos do 9.º a 11.º anos.

Alguns outros estudos relativos a conceitos associados ao domínio afetivo e a construtos por vezes incluídos nas atitudes face à física e à química e à sua relação com o rendimento foram também realizados como seja por exemplo o estudo de Ardura e Galán (2019) que analisaram o efeito da autoeficácia académica e dos estilos de aprendizagem no rendimento de alunos espanhóis do ensino secundário na disciplina de Física e Química, tendo concluído que a autoeficácia é um mediador significativo entre o estilo de aprendizagem e o rendimento à disciplina. Ardura e Pérez-Bitrián (2019), também com

alunos espanhóis e também para a disciplina de Física e Química, analisaram a importância de variáveis motivacionais no rendimento académico, comparando alunos que decidiram continuar ou não continuar a estudar física e química quando esta deixa de ser obrigatória. Os seus resultados mostram que a autoeficácia académica é o preditor mais importante em ambos os grupos e que a motivação pela nota e a autodeterminação são preditores mais importantes no grupo que decidiu abandonar a disciplina.

2.4.4. Estudos sobre atitudes face à física e à química em alunos portugueses

Em Portugal os estudos sobre atitudes face à física ou à química, ou às disciplinas escolares destas áreas são praticamente inexistentes, estando a maior parte incluídos em trabalhos conducentes à obtenção de graus académicos cujo objetivo principal não são as atitudes face à física ou à química. Uma das primeiras referências encontra-se na tese de doutoramento de Vítor Trindade publicada em 1991 (Trindade, 1991) que analisou as representações de alunos estagiários do curso de formação de professores de Biologia e Geologia da Universidade de Évora e de professores de ciências do ensino não superior do Alentejo sobre “ciência” e “atitude científica”. No caso desta última, Trindade (1991) refere que as representações observadas são distintas das encontradas na bibliografia de referência à data, o que leva o autor a questionar a formação dos docentes e sugerir a inclusão deste tema nos currículos da formação de docentes.

Numa outra tese de doutoramento, também da Universidade de Évora, António Neto (1995) no contexto de uma intervenção didática sobre a resolução de problemas de física, desenvolveu e aplicou dois instrumentos de medida: um questionário tipo Likert, sobre o grau de satisfação com as ciências físico-químicas; e um de tipo diferencial

semântico, sobre a atitude para com a resolução de problemas de física. Os resultados do questionário sobre o grau de satisfação, que inclui alguns itens típicos de questionários sobre atitudes (e.g. “Achas que o que aprendes em Físico-Química te vai ser útil no futuro”(Neto, 1995 Anexo 5), mostraram que no grupo de controlo, exposto a uma metodologia tradicional de ensino, ocorreu uma diminuição significativa no grau de satisfação entre o início e o final da intervenção, e que nos grupos experimentais não houve mudanças significativas.

Carla Fernandes (2007), no âmbito da sua tese de mestrado, estudou as atitudes de 450 alunos do 9.º ano de escolaridade relativamente à matemática na disciplina de físico-química, por intermédio de um questionário com uma secção com itens tipo Likert sobre a imagem dos alunos sobre a utilidade da disciplina e sobre as aulas de Ciências Físico-Químicas (CFQ) e sobre a influência da matemática na disciplina CFQ, e uma outra secção com itens do tipo diferencial semântico que pretendiam caracterizar as atitudes face às disciplinas de CFQ e Matemática e à relação entre elas, funcionando como complemento à secção tipo Likert. No que se refere à utilidade da disciplina de CFQ os resultados indicam que os alunos apresentavam representações favoráveis do a disciplina embora não considerassem que fosse ter influência na decisão sobre o seu futuro profissional. A imagem dos alunos sobre as aulas de CFQ foi menos positiva devido à natureza muito teórica da disciplina e à excessiva utilização de conhecimentos matemáticos. Na secção do questionário sobre as atitudes dos alunos face à disciplina de CFQ, as dimensões encontradas após análise fatorial foram a relevância e o interesse, tendo os resultados sido mais positivos para a relevância que para o interesse, considerando os alunos que a disciplina era útil, necessária e indispensável (adjetivos usado na escala de diferencial semântico).

No âmbito de um projeto de investigação multidisciplinar sobre os efeitos de diversas variáveis no rendimento académico dos estudantes portugueses do ensino básico e secundário (“RED– Rendimento Escolar e Desenvolvimento: num estudo longitudinal sobre os efeitos das transições em alunos portugueses” (PTDC/CPE-CED/104884/2008)) foram desenvolvidos diversos questionários sobre as atitudes dos alunos face a várias disciplinas escolares. No caso da físico-química a análise psicométrica inicial sugeriu a existência de cinco fatores: prazer; facilidade e desgosto no estudo da físico-química; utilidade da físico-química no dia-a-dia e, um conjunto de itens com pesos fatoriais inferiores a 0,60, agrupados num quinto fator (Neto, Candeias, Pomar, et al., 2011). Num segundo estudo, os autores propuseram uma estrutura tridimensional com um fator motivacional, afetivo e comportamental, mas concluíram que eram necessárias mais análises, nomeadamente porque o fator motivacional parecia incluir itens que remetem utilidade e facilidade no estudo da físico-química (Neto et al., 2013). Em 2012, Ana Laranjeira (Laranjeira, 2012) usou dados deste projeto, relativos 53 alunos do 9.º ano, de uma escola do Alentejo e, utilizando a solução fatorial inicial constituída por quatro fatores, verificou que os resultados para as quatro dimensões eram neutrais, com os rapazes a apresentarem atitudes mais positivas que as raparigas para o fator facilidade da disciplina de CFQ. A análise das correlações atitudes-notas escolares e atitudes-notas num teste de âmbito nacional (Teste intermédio de CFQ), mostrou que apenas para o fator facilidade existia uma correlação positiva com as notas do teste intermédio.

Abreu (2015), no contexto do estágio profissional do mestrado de formação de professores de Física e Química, analisou as representações sociais e as atitudes em Física e Química dos seus alunos de duas turmas de 9.º ano a través de um questionário adaptado de outro sobre a Matemática (Ramos, 2003), com quatro dimensões: escolar, afetiva, social e instrumental. Os resultados mostraram que os alunos não se sentiam seguros em

CFQ, eram neutros relativamente à dificuldade da disciplina, não consideravam importante ter boa nota, nem que a disciplina fosse importante para o seu futuro. Por outro lado, discordavam fortemente que fosse uma disciplina mais para homens, reconheciam a importância da CFQ na sociedade e na explicação de fenómenos naturais, mas não lhe reconheciam utilidade no dia-a-dia.

Araújo et al. (2021) mediram o efeito de um projeto educacional sobre o controlo da qualidade das águas costeiras do norte de Portugal, nas atitudes de 547 alunos dos 7.º aos 9.º anos de escolaridade face à ciência, utilizando um questionário desenvolvido pelos próprios, a partir de itens de outros pré-existentes. O questionário tinha 16 itens tipo Likert, distribuídos por três dimensões: futuro, relacionada com as escolhas futuras dos alunos no campo da ciência e tecnologia; análise crítica relativo às perceções sobre competências como questionamento e curiosidade; e afinidade, relacionada com a perceção da autoeficácia e apreciação da ciência, bem como das aulas de ciências. Os resultados mostraram que tanto o grupo experimental como o de controlo apresentavam atitudes positivas face à ciência antes da intervenção. No pós-teste ocorreram melhorias significativas na dimensão análise crítica no grupo experimental e aumento das atitudes negativas nas dimensões análise crítica e afinidade no grupo de controlo. Os autores analisaram ainda a ocorrência de diferenças entre os géneros e verificaram que não existiam diferenças significativas, embora as atitudes dos rapazes fossem mais positivas em particular na dimensão futuro.

Os mesmos autores (Araújo et al., 2022), ainda no âmbito do mesmo projeto de intervenção educacional e dos mesmos procedimentos de recolha de dados, mediram também o efeito da intervenção educacional, nas atitudes dos alunos face à disciplina de CFQ utilizando o questionário desenvolvido por Neto et al. (2011), mas modificando a escala Likert de quatro para sete intervalos. Araújo et al. (2022), em face das dúvidas

existentes sobre a estrutura fatorial do questionário, efetuaram uma nova análise fatorial, obtendo uma solução de quatro fatores a que chamaram utilidade e competência, facilidade, motivação e afetividade negativa. Os resultados da aplicação do questionário antes do período experimental, indicaram que os alunos tanto do grupo experimental como do grupo de controlo tinham atitudes positivas nas quatro dimensões da escala, com o valor mais elevado para a afetividade negativa e o mais baixo para a motivação. Os resultados do pós-teste mostraram um decréscimo significativo dos alunos do grupo de controlo e a ausência de mudanças significativas para o grupo experimental. Os autores interpretaram estes resultados como positivos pois, na sua opinião, demonstram que a intervenção educativa estancou o decréscimo atitudinal que ocorre durante o ano letivo nas atitudes face à química referido na bibliografia (e.g. Salta & Tzougraki, 2004).

2.5. Currículo escolar de Ciências em Portugal no ensino básico e secundário

O currículo escolar na área de ciências naturais em Portugal, está organizado de forma diversa ao longo dos diferentes ciclos de escolaridade. No 1.º ciclo do ensino básico (1.º a 4.º anos de escolaridade). Lecionado em regime de monodocência, não existe formalmente uma divisão curricular em disciplinas, estando a área das ciências naturais que engloba a Física, Química, Geologia e Biologia, incluída no Estudo do Meio em conjunto com a História, Geografia e Tecnologia. Neste ciclo, procura-se que os alunos vão aumentando progressivamente a sua compreensão da Sociedade, da Natureza e da Tecnologia, tendo por base conceitos e métodos das várias disciplinas referidas (DGE, s.d.). No 2.º ciclo do ensino básico (5.º e 6.º anos de escolaridade) a área das ciências naturais é lecionada na disciplina de Ciências Naturais que, de acordo com os documentos curriculares em vigor (DGE, s.d.) está organizada em grandes áreas temáticas, como por exemplo “A água, o ar, as rochas e o solo – materiais terrestres” (5.º ano) ou “Agressões do meio e integridade do organismo” (6.º ano) devendo os saberes dos alunos progredir de “uma escala mais ampla sobre a estrutura e o funcionamento do planeta e dos diversos subsistemas que o compõem, numa perspetiva de educação para a sustentabilidade (5.º ano de escolaridade), para uma escala mais circunscrita, centrada nos processos vitais comuns aos seres vivos, nomeadamente ao ser humano, numa perspetiva de educação para a saúde (6.º ano de escolaridade)” (DGE, 2018b, DGE, 2018c).

No 3.º ciclo do ensino básico (7.º a 9.º anos de escolaridade), ao qual pertence a disciplina sobre a qual versa este trabalho, a área das ciências naturais, está dividida em duas disciplinas – Ciências Naturais e Físico-Química. Na disciplina de Ciências Naturais são abordados três temas: Terra em transformação (7.º ano), no qual se tratam as temáticas essencialmente relacionadas com a geologia (DGE, 2018d); Terra - um planeta com vida (8.º ano), no qual se abordam aspetos relacionados com as condições para a existência de

vida na Terra (DGE, 2018e); e Viver melhor na Terra (9.º ano), onde os conteúdos versam o corpo humano e o seu funcionamento (DGE, 2018f). A disciplina de Físico-Química engloba um conjunto vasto de domínios e subdomínios que são apresentados na (DGE, 2018g, DGE, 2018h, DGE, 2018i).

Tabela 2 (DGE, 2018g, DGE, 2018h, DGE, 2018i).

Tabela 2

Domínios e subdomínios da disciplina de Físico-química em cada dos três anos do 3.º ciclo de escolaridade

Ano de escolaridade	Domínios	Subdomínios
7.º	Espaço	Universo e Distâncias no Universo, Sistema solar, A Terra, a Lua e as forças gravíticas
	Materiais	Constituição do mundo material, Substâncias e misturas Transformações físicas e químicas, Propriedades físicas e químicas dos materiais, Separação das substâncias de uma mistura
	Energia	Fontes de energia e transferências de energia
8.º	Reações Químicas	Explicação e representação de reações químicas, Tipos de reações químicas e Velocidade das reações químicas
	Som	Produção e propagação do som e ondas, Atributos do som e sua deteção pelo ser humano e fenómenos acústicos
	Luz	Ondas de luz e sua propagação e Fenómenos óticos
9.º	Movimentos e forças	Movimentos na Terra, Forças e movimentos, Forças, movimentos e energia e Forças e fluidos
	Eletricidade	Corrente elétrica, circuitos elétricos, efeitos da corrente elétrica e energia elétrica
	Classificação dos materiais	Estrutura atómica, Propriedades dos materiais e Tabela Periódica e Ligação química

O final do 3.º ciclo do ensino básico marca o final do tronco comum da escolaridade obrigatória em Portugal, pelo que para muitos alunos corresponde também ao final do contacto escolar com disciplinas da área das ciências naturais.

No Ensino Secundário (10.º a 12.º anos de escolaridade), também ele de carácter obrigatório, os alunos podem escolher diversos percursos formativos, consubstanciados em diversos tipos de cursos de natureza científica, profissionalizante ou artística. Os Cursos Científico-Humanísticos constituem a oferta formativa dirigida aos alunos que pretendem prosseguir os estudos no ensino superior e são constituídos por uma componente de formação geral e uma componente de formação específica. As disciplinas da área das ciências naturais fazem parte da componente de formação específica do Curso de Ciências e Tecnologias e incluem as disciplinas de Biologia e Geologia e de Física e Química A, de carácter bi-anual e sujeitas a exames nacionais no final do 11.º ano para obtenção da aprovação e/ou para fins de ingresso no ensino superior.

A disciplina de Biologia e Geologia aborda um vasto conjunto de temas destas duas áreas científicas como por exemplo, no caso da Geologia, estrutura e dinâmica da geosfera (10.º ano) ou exploração sustentada de recursos geológicos (11.º ano) ou, no caso da Biologia processos fisiológicos de obtenção e distribuição de matéria pelos seres vivos (10.º ano) ou evolução e sistemática dos seres vivos (11.º ano) (DGE, 2018j, DGE, 2018k). A disciplina de Física e Química A inclui, na componente da Química, conteúdos dos domínios Elementos químicos e sua organização e Propriedades e transformações da matéria (10.º ano), Equilíbrio químico e Reações em sistemas aquosos (11.º ano); na componente da Física são abordados temas dos domínios Energia e sua conservação (10.º ano), Mecânica e Ondas e eletromagnetismo (11.º ano) (DGE, 2018l, DGE, 2018m).

No 12.º ano, os alunos devem ainda frequentar mais uma disciplina da área das ciências naturais, podendo escolher entre Biologia, Física, Química ou Geologia.

Como se pode verificar do acima exposto, o currículo de Ciências em Portugal encontra-se organizado numa lógica contínua de aprofundamento das temáticas e das competências dos alunos ao nível da literacia científica. No final do 3º ciclo, que corresponde simultaneamente ao final do ensino básico e do tronco comum da escolaridade, todos os documentos curriculares das diferentes disciplinas referem dois objetivos (e.g. DGE, 2018h) que podem ser relacionados com o “duplo mandato” da educação em ciências (OCDE, 2019b; Tytler, 2014): por um lado dotar os alunos de competências ao nível da literacia científica que lhes permitam exercer uma cidadania responsável e, por outro, dar aos alunos que optam pelo prosseguimento dos estudos, competências que lhes permitam o aprofundamento dos saberes nesta área.

Nos documentos curriculares onde se definem as Aprendizagens Essenciais das diferentes disciplinas da área das ciências naturais são também feitas referências à necessidade de, a par da aquisição de conhecimentos, se “desenvolverem processos cognitivos e atitudes particularmente associados à ciência” (e.g. DGE, 2018b, p. 3, DGE; 2018d, p. 4). São ainda apresentados vários objetivos que se identificam com a definição de atitudes científicas proposta por Gardner (1975), e com alguns dos construtos associados às atitudes face à ciência em geral (por exemplo Osborne et al., 2009; Tytler & Osborne, 2012), como sejam “O aluno deve utilizar processos científicos simples na realização de atividades experimentais” (DGE, 2018a, p. 2), “pretende-se que os alunos compreendam como os cientistas trabalham e que fatores (metodológicos, históricos e sociológicos) influenciam a construção do conhecimento científico” (DGE, 2018j, p. 2, DGE, 2018k, p. 2) ou “Destacar o modo como o conhecimento científico é construído, validado e transmitido pela comunidade científica e analisar situações da história da ciência” (DGE, 2018l, p. 2, DGE, 2018m, p. 2).

Da leitura dos documentos curriculares dos vários os anos letivos para esta área de saber, parece no entanto, ser de destacar a ausência de referências explícitas à importância de, tanto os currículos como as práticas docentes, promoverem o desenvolvimento de atitudes positivas face à ciência escolar, embora se preconizem práticas como sejam realização de atividades práticas ou integração dos conhecimentos prévios dos alunos que normalmente se associam ao desenvolvimento de atitudes positivas face à ciência escolar (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Tytler, 2014). A mesma situação foi verificada por Fortus et al., (2022), que analisou os documentos curriculares de diversos países (e.g. China, Estados Unidos da América ou Alemanha) e concluiu que os currículos, estão focados quase totalmente em prescrever quais os conteúdos e práticas basilares para a literacia em ciência que os alunos devem adquirir, omitindo a necessidade de fomentar características afetivas necessárias à aprendizagem efetiva.

Parecem assim manter-se atuais as palavras de Steve Alsop (2005) na introdução do livro *Beyond Cartesian Dualism*:

“In a compelling Cartesian tradition, many curricula focus entirely on scientific attitudes (the rationality of inquiry, hypothesizing, experimenting, and concluding) and completely ignore attitudes-towards-science (the emotions associated with studying school science and those associated with science itself)” (Alsop, 2005, p. 7).

Capítulo 3 - Metodología

3. Metodologia

Neste capítulo apresenta-se uma descrição e fundamentação gerais sobre as opções metodológicas tomadas, uma vez que a descrição específica dos vários procedimentos estatísticos já consta nos artigos produzidos no âmbito deste estudo.

O desenho de investigação adotado no presente estudo foi, em função dos objetivos definidos, de tipo descritivo e correlacional, já que se pretendeu caracterizar as atitudes dos alunos face às disciplinas de ciências e relacionar essas atitudes e as capacidades cognitivas dos alunos com uma medida do rendimento académico – as notas escolares. Estes dois tipos de métodos de investigação enquadram-se na metodologia investigação quantitativa, na medida em que os dados utilizados, são variáveis passíveis de ser medidas, comparadas e correlacionadas durante o processo de investigação empírica (Coutinho, 2014) e são, ambos, de tipo não experimental pois resultam de observações não manipuladas, procurando cumprir um dos mais comuns objetivos da pesquisa científica: explorar e caracterizar conjuntos de dados, identificando as variáveis de interesse para a pesquisa e determinar e caracterizar a natureza das relações existentes entre elas (Abbott & Bordens, 2018; Cohen et al., 2000).

Os estudos correlacionais pressupõem a obtenção de dados sobre pelo menos duas variáveis para cada sujeito, cuja relação ou associação é depois quantificada em termos da força e da direção, por procedimentos estatísticos que fornecem representação numérica do grau de relação entre as variáveis que habitualmente se designa por *coeficiente de correlação* (Cohen et al., 2000). Neste contexto o termo relação refere-se à tendência para os dois conjuntos de dados (ou as duas variáveis) variarem de forma consistente, ou seja, ambos na mesma direção (correlação positiva) ou em direções inversas (correlação negativa). O coeficiente de correlação de Pearson (r), um dos mais

utilizados para variáveis contínuas associadas linearmente, pode assumir valores entre -1.0 (correlação negativa perfeita) e +1.0 (correlação positiva perfeita), traduzindo o valor 0.0 a ausência de correlação (Cohen et al., 2000). Os estudos correlacionais têm assim como objetivo central “encontrar e avaliar a intensidade de relações entre variáveis, sem manipulação e sem pretensões de causalidade” (Coutinho, 2008, p. 143). A tentação de estabelecer relações de causalidade a partir de estudos de correlação é muito frequente em particular nos estudos de previsão, em que, erroneamente, se atribui às variáveis preditoras a causalidade sobre a variável de critério. No entanto os estudos correlacionais não ocorre manipulação nem controlo de variáveis, pelo que não é possível demonstrar que a variação na variável predita se deve à apenas influência da variável (ou variáveis) preditora(s) em estudo e não a outras não medidas ou controladas. Por outro lado, os estudos baseados em dados correlacionais determinam apenas se as alterações nas variáveis estão relacionadas e não qual a direccionalidade dessa relação, isto é, qual é a causa e qual o efeito (Abbott & Bordens, 2018; Coutinho, 2008; Marôco, 2010).

3.1. Modelo de regressão linear múltipla

Em alguns casos, como o do presente estudo, os estudos correlacionais têm ainda o objetivo de determinar se uma das variáveis – *variável preditora*, tem a capacidade de prever o comportamento da outra – *variável de critério*, de *resposta ou predita*. Note-se que a ordem destas variáveis é determinada pela forma como são estabelecidos os objetivos/hipóteses de investigação, dependendo portanto da decisão do investigador (Abbott & Bordens, 2018; Cohen et al., 2000). Para que uma variável apresente poder preditivo em relação a outra, elas têm que estar fortemente associadas (quanto mais forte a associação maior o poder preditivo; uma correlação perfeita evitaria erros de previsão) e ambas têm de estar presentes no momento em a que se refere a previsão (Cohen et al., 2000; Coutinho, 2008; Keith, 2019).

O procedimento estatístico para utilizar uma variável para prever os valores de uma segunda designa-se normalmente por regressão e traduz-se no estabelecimento de uma relação matemática que habitualmente toma a forma de uma linha (reta, no caso da regressão linear) ao longo da qual se agrupam, com maior ou menor exatidão os pares de valores das duas variáveis (Keith, 2019; Marôco, 2010). Dada a complexidade das relações que caracterizam os fenómenos educativos, é muito frequente a necessidade de avaliar as relações entre várias variáveis predictoras e a variável de critério falando-se neste caso em regressão linear múltipla, que estima coeficientes de regressão (B) e a sua versão estandardizada (β) para cada uma das variáveis predictoras (Coutinho, 2008; Marôco, 2010).

Os modelos de regressão linear múltipla requerem a verificação de um conjunto de pressupostos para que os resultados obtidos apresentem validade estatística e possam assim ser utilizados (Keith, 2019; Marôco, 2010). Os pressupostos para os modelos de regressão linear múltipla são (Marôco, 2010):

- a) Os erros ou resíduos, isto é, as diferenças entre os valores estimados e o valor real, resultante dos erros de medição e da variação natural da variável de resposta, são independentes entre si (ou seja, não correlacionados), e distribuídos segundo uma distribuição normal com média nula e variância constante (homocedasticidade dos erros);
- b) A não existência de observações extremas (*outliers*) com efeito significativo sobre o modelo e
- c) A ocorrência de multicolinearidade entre as variáveis preditoras.

Todos estes pressupostos podem (e devem) ser testados quando se estabelecem os modelos de regressão, por intermédio de métodos estatísticas e/ou inspeção visual de gráficos entre diferentes valores obtidos na estimação do modelo. Os softwares estatísticos mais utilizados (e.g. IBM SPSS- Statistics), apresentam procedimentos para testar estes erros ou permitem a elaboração dos gráficos para a sua inspeção (Keith, 2019). É ainda habitual proceder à análise da significância da regressão, ou seja, testar a) se existe uma relação linear entre a variável de resposta e as variáveis preditoras e b) se a equação da regressão explica de forma estatisticamente significativa as variáveis de resposta (Marôco, 2010). Mais uma vez este tipo de análise é já comumente disponibilizado pelos softwares estatísticos.

Uma medida frequente da qualidade do ajustamento de um modelo de regressão é o coeficiente de determinação, que mede a proporção da variabilidade total da variável de resposta que pode ser atribuída à variável preditora e que é habitualmente representada por R^2 , correspondendo ao quadrado do valor da correlação de Pearson entre as duas variáveis. O valor de R^2 pode variar entre 1, quando o modelo está totalmente ajustado aos dados, e 0 quando o modelo claramente não se ajusta aos dados, ou seja, quanto mais próximo R^2 está de 1 maior a percentagem de variação da variável de resposta é explicada

pelas variáveis preditoras. Os valores aceitáveis de R^2 variam com o contexto científico em que é utilizado: nas ciências naturais considera-se que $R^2 > 0.9$ corresponde a um bom ajustamento do modelo enquanto nas ciências sociais, $R^2 > 0.5$ já traduz um ajustamento aceitável (Marôco, 2010).

Na utilização de modelos de regressão linear múltipla para determinar a importância e relevância de várias variáveis preditoras sobre uma variável de resposta, o investigador pode desconhecer qual ou quais variáveis preditoras conduzem ao melhor modelo. Existem vários métodos de seleção do “melhor modelo” embora nenhum garantidamente gere o “modelo ótimo”; os diversos procedimentos de seleção de variáveis podem, no entanto, ser avaliados com base em critérios exatos como a variação de R^2 ou da estatística representado a significância da regressão. Um dos tipos mais frequentes de métodos de seleção de variáveis é a inclusão (Seleção *Forward*) ou remoção (Seleção *Backward*), sequencial de variáveis no modelo, acompanhada da avaliação comparativa da qualidade dos modelos que vão sendo gerados. Dentro deste grupo existe ainda um método híbrido – Seleção *Stepwise*, em que, após um passo inicial com apenas uma variável incluída no modelo, como no método *Forward*, a significância de inclusão de cada nova variável é testada como no método *Backward*. É o método mais adequado quando existem correlações significativas entre as variáveis preditoras, sendo considerado o procedimento mais equilibrado pois permite a remoção de variáveis cuja importância no modelo seja reduzida pela adição de novas variáveis ao modelo (Marôco, 2010).

3.2. Análise fatorial

No presente estudo, utilizou-se ainda um outro conjunto de técnicas estatísticas globalmente designado por Análise Fatorial, em dois contextos em que estes procedimentos são mais frequentemente empregues: a avaliação psicométrica de um questionário multi-item desenvolvido para medição de um construto (atitudes face a uma disciplina escolar) e a avaliação da sua validade estrutural (Brown, 2015; Keith, 2019).

Os métodos de análise fatorial tiveram a sua origem conceptual no Modelo do Fator Comum proposto por Thurstone (Thurstone 1947, como citado em Wasserman, 2018) na sequência dos trabalhos de Spearman sobre o fator g (Spearman, 1904). Este autor, com base em estudos sobre as correlações entre o resultado de testes de desempenho cognitivo e o rendimento académico, tinha proposto um modelo - Teoria dos “dois fatores”, entretanto refutado, entre outros pelo próprio Thurstone (Wasserman, 2018). Nos seus estudos, Spearman analisou tabelas de correlação e demonstrou que os resultados podiam ser explicados por um fator geral comum a todos os testes (fator g) e um outro fator específico para cada teste (Marôco, 2010). Thurstone desenvolveu as técnicas de análise fatorial e conseguiu demonstrar a existência de conjuntos de fatores, correspondentes a capacidades cognitivas específicas, contestando assim o modelo de Spearman que postulava a existência de um fator geral de inteligência (Fabrigo & Wegener, 2011; Wasserman, 2018).

A base de todas as técnicas de análise fatorial é, ainda hoje, o conceito de que é possível dividir a variância de medidas observadas de um conjunto de variáveis (também chamadas *indicadores* ou *variáveis manifestas ou observadas*):

1) numa *variância comum* (ou *comunalidade*), contabilizada por fator comum, estimada com base na variância compartilhada com outros indicadores na análise e

2) numa *variância única*, resultante da variância específica de cada indicador e da variância aleatória provocada pelos erros de medição (Brown, 2015; Fabrigar & Wegener, 2011; Watkins, 2018).

Trata-se de um conjunto de métodos de estatística multivariada cujo objetivo geral é identificar os construtos hipotéticos, não observáveis, (também chamados *fatores* ou *variáveis latentes*) que explicam, da forma mais parcimoniosa possível, a covariância existente entre um conjunto de variáveis observadas. Ou seja, são técnicas que procuram identificar fatores comuns que explicam a ordem e a estrutura de um conjunto de variáveis observadas (Fabrigar & Wegener, 2011; Watkins, 2018).

Os dois principais grupos de técnicas baseadas no modelo do fator comum são a Análise Fatorial Exploratória (AFE) e a Análise Fatorial Confirmatória (AFC) (Brown, 2015; Fabrigar & Wegener, 2011). Estes dois grupos partilham o mesmo objetivo geral da análise fatorial, mas a AFE é baseada fundamentalmente nos dados observados, não sendo efetuadas suposições *a priori* sobre as relações entre as variáveis manifestas ou o número de fatores, constituindo por isso, como o nome indica, uma abordagem exploratória ou descritiva para encontrar o número apropriado de fatores comuns e qual a distribuição mais correta das variáveis observadas por estes fatores (Fabrigar & Wegener, 2011; Watkins, 2018). Por seu lado na AFC, é o investigador, com base no seu conhecimento prévio, empírico e concetual, que especifica o número de fatores bem como outros parâmetros relevantes para o modelo (por exemplo a independência ou covariância dos fatores) antes de efetuar os procedimentos estatísticos com vista a comprovar ou recusar o modelo (Brown, 2015; Watkins, 2018).

Apesar de a AFE ser uma análise exploratória alguns dos seus procedimentos obrigam o investigador a tomar decisões, a primeira das quais é se a AFE é apropriada para a questão de investigação em causa. Outras etapas da AFE, onde o investigador necessita de intervir

são a seleção do método para estimação do modelo, a seleção do número correto de fatores e, no caso de modelos com mais de um fator, qual a técnica de rotação da matriz fatorial inicial que melhor se adequa em termos da interpretabilidade da solução fatorial (Brown, 2015; Fabrigar & Wegener, 2011; Watkins, 2018). As respostas a algumas destas questões estão relacionadas com as propriedades dos dados iniciais, como por exemplo a sua natureza categórica e ordinal, como é o caso de alguns dados de base no presente estudo.

Os dados categóricos ordinais, ou seja, aqueles que apenas podem apresentar um conjunto limitado e geralmente fixo de valores ordenados, não respeitam alguns dos pressupostos básicos das análises correlacionais (linearidade e normalidade multivariada) pelo que obrigam à utilização de procedimentos e algoritmos específicos. A recomendação geral é para a adoção destes procedimentos quando o número de categorias é inferior a 5-7 (Brown, 2015; Watkins, 2018). Com dados categóricos, assume-se normalmente que a variável latente subjacente é contínua e determinam-se pontos de corte chamados valores limite (*threshold values*), que cortam a variável num número definido de categorias ordenadas (Brown, 2015; DiStefano & Morgan, 2014).

O procedimento de estimação dos parâmetros do modelo fatorial a utilizar é uma das primeiras decisões a tomar durante a AFE ou a AFC. O estimador é a função matemática que tenta estimar as relações entre as variáveis medidas e os fatores que irão replicar a matriz de correlação observada o mais próximo possível, gerando os parâmetros do modelo, os seus erros padrão, bem como os índices de ajustamento (DiStefano & Morgan, 2014; Watkins, 2018). No presente estudo, os dados de base resultavam de um questionário com uma escala de resposta tipo Likert com quatro categorias, ou seja, com uma natureza categórica e ordinal, pelo que se utilizou um estimador que não requer a normalidade dos dados, ou a ausência de valores elevados de assimetria (*skewness*) e

achatamento (kurtose) - WLSMV (*Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted estimator* - Estimador de mínimos quadrados ajustado para a média a variância) presente no software estatístico Mplus 7.11 (Muthén & Muthén, 2012). Este estimador, inclui um fator de ponderação no cálculo das matrizes de covariância que servem de base à estimação do modelo, e é considerado o que produz as estimativas dos parâmetros mais ajustadas quando se utilizam dados categóricos, resultando em melhores índices de ajustamento do modelo aos dados observados (Brown, 2015; DiStefano & Morgan, 2014; Izquierdo et al., 2014).

Uma outra decisão a ser tomada durante os procedimentos de AFE é o número de fatores a reter, sendo necessário encontrar um equilíbrio entre um modelo que permita explicar a maior parte das correlações entre as variáveis observadas mas que simultaneamente seja o mais parcimonioso possível, isto é com o menor número de fatores, dando assim cumprimento ao objetivo da análise fatorial de encontrar um número reduzido de fatores que expliquem a estrutura correlacional das variáveis observadas (Fabrigar & Wegener, 2011; Marôco, 2010; Watkins, 2018). Existem diversas regras para ajudar a determinar o número de fatores “apropriado” como sejam por exemplo o critério de Kaiser (ou regra de valor próprio maior que 1), o critério do *Scree plot* (determinação do ponto de inflexão da representação gráfica dos valores próprios em função do número de fatores) ou métodos empíricos como a análise paralela (Horn, 1965, como citado em Watkins, 2018). Alguns destes métodos, como por exemplo o critério da Kaiser, embora frequentemente utilizados, são hoje muito criticados em função dos erros a que conduzem no número de fatores a reter (Izquierdo et al., 2014; Watkins, 2018). No presente estudo utilizou-se um método proposto por Asparouhov and Muthén (2009) no qual se analisam os índices de ajustamento de modelos com diferentes números de fatores, selecionando-se depois o que

apresenta melhores índices e simultaneamente permite distribuição coerente das variáveis observadas, em função do seu conteúdo substantivo, pelos vários fatores.

Os modelos de AFE produzem estimativas das correlações de cada variável com cada fator (denominadas comumente pesos fatoriais ou *factor loadings*) criando uma matriz de pesos fatoriais. No entanto para cada modelo fatorial, com dois ou mais fatores, existem um número infinito de soluções com igual nível de ajustamento, correspondendo cada uma, a uma matriz pesos fatoriais (Fabrigar & Wegener, 2011; Hair, Jr. et al., 2019; Marôco, 2014). Muitas dessas soluções são de difícil interpretação, sendo necessário proceder a transformações matemáticas (translação da matriz) denominadas *rotação dos fatores*, que façam com que: 1) cada fator seja definido por um conjunto de variáveis com elevados pesos fatoriais nesse fator e 2) cada indicador tenha um peso fatorial elevado num fator e pesos fatoriais negligenciáveis nos restantes (chamados *cross-loadings*) (Brown, 2015; Fabrigar & Wegener, 2011).

Após decidir o estimador a utilizar e o número de fatores a reter é assim-necessário decidir qual o método de rotação de fatores a escolher existindo dois grandes grupos de tipos de rotação: ortogonal e oblíqua (Fabrigar & Wegener, 2011; Hair, Jr. et al., 2019; Izquierdo et al., 2014; Watkins, 2018). As rotações ortogonais assumem que os fatores são não correlacionados. Eram tradicionalmente o tipo de rotação preferido pelos investigadores pois os fatores não correlacionados são mais fáceis de interpretar e os procedimentos matemáticos necessários são mais simples de efetuar (Izquierdo et al., 2014; Watkins, 2018). Atualmente, no entanto, com o aumento do poder computacional, o argumento da facilidade de cálculo deixou de fazer sentido e conceptualmente reconhece-se que muitas vezes os diferentes fatores apresentam algum nível de correlação, como por exemplo no caso de questionários, como o utilizado no presente estudo, cuja estrutura latente traduz várias dimensões intercorrelacionadas de um construto mais geral Assim é cada vez mais

frequente a utilização de métodos de rotação oblíquos (Brown, 2015; Hair, Jr. et al., 2019; Watkins, 2018).

No presente estudo utilizámos a rotação *Geomin* disponível no pacote de software Mplus, pois foi a que produziu uma estrutura fatorial mais fácil de interpretar e mais próxima do conceptualmente esperado, em termos do conteúdo de cada item e fator. Este método foi desenvolvido como um compromisso entre conseguir uma estrutura fatorial simples e procurar que todas as variáveis apresentem pesos fatorais elevados num só fator, desde que uma solução interpretável exista (Sass & Schmitt, 2010).

No âmbito da avaliação da estrutura fatorial de um questionário é habitual proceder à confirmação dos resultados obtidos pela AFE através da análise fatorial confirmatória (Brown, 2015; Hair, Jr. et al., 2019). O modelo de análise fatorial confirmatória, pode ser considerado como um caso particular dos modelos gerais de equações estruturais, correspondendo em termos formais ao submodelo de medida, em que se define a forma como as variáveis latentes, definidas previamente de forma teórica, são operacionalizadas pelas variáveis manifestas (Brown, 2015; Marôco, 2014).

A AFC é um método que partilha com a AFE os princípios básicos do modelo do fator comum, mas, em que, como referido anteriormente, o investigador utiliza conhecimento prévio empírico (muitas vezes derivado da AFE) e teórico para especificar previamente uma grande parte dos parâmetros do modelo como por exemplo o padrão dos pesos fatoriais e dos *cross-loadings* (que frequentemente são fixados em 0), a existência de correlações entre as variâncias únicas de cada indicador ou de correlações entre os fatores (Brown, 2015). A aceitação ou não do modelo obtido, é determinada pela qualidade do ajustamento, isto é, pela capacidade de o modelo estimado reproduzir as correlações entre as variáveis observadas existentes na amostra em estudo (Marôco, 2014).

Existem numerosos índices da qualidade do ajustamento, alguns calculados automaticamente pela maioria dos softwares estatísticos que efetuam AFC, sendo normalmente recomendada a utilização simultânea de vários índices, pois nenhum índice isoladamente avalia todos os aspetos da qualidade do ajustamento, existindo para além disso um debate aceso sobre quais os índices de ajustamento que devem ser usados em cada contexto e quais os valores de referência de cada teste que devem ser considerados indicadores de ajustamento aceitável (Brown, 2015; Marôco, 2014). Alguns destes índices, como por exemplo o teste de Chi quadrado (χ^2), avaliam a razoabilidade da hipótese de a matriz de covariância populacional não diferir significativamente da matriz estimada pelo modelo, denominando-se testes de ajustamento absoluto pois avaliam a qualidade do modelo sem o comparem a nenhum outro (Brown, 2015; Marôco, 2014). Outros, como o Comparative Fit Index (CFI) ou o Tucker-Lewis index (TLI), comparam o modelo estimado com os modelos de melhor e pior ajustamento possíveis, dizendo-se por isso índices comparativos ou relativos (Brown, 2015; Marôco, 2014). Existe ainda um terceiro grupo de índices, de que é exemplo o Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), designados índices de parcimónia que são derivados dos índices relativos por aplicação de um fator de penalização associado à complexidade do modelo, pois a inclusão de mais parâmetros no modelo tende a melhorar de forma “artificial” o ajustamento (Marôco, 2014). Para todos estes índices existem tabelas com valores de referência que definem níveis de qualidade de ajustamento (Brown, 2015; Marôco, 2014).

Os índices de ajustamento avaliam o ajustamento global do modelo, sendo também recomendado (Marôco, 2014) que se avalie o ajustamento local ou seja o grau de significância dos parâmetros estimados e a fiabilidade dos vários indicadores. Para tal, a maioria dos softwares de análise fatorial apresenta estatísticas que devem ser analisadas

para detetar problemas como por exemplo a existência de (Marôco, 2014): a) observações com valores muito dispare das restantes (*outliers*); b) parâmetros com níveis de significância reduzida ou c) variáveis manifestas com baixo nível de fiabilidade ou seja cuja variância explicada pelo fator latente é reduzida.

A ocorrência deste tipo de problemas pode obrigar à remoção de observações ou à reformulação do modelo. Os softwares de análise fatorial fornecem geralmente Índices de Modificação que indicam o resultado em termos de melhorias ao ajustamento de possíveis modificações no modelo. Estas modificações só devem, no entanto, ser efetuadas caso sejam coerentes com o quadro conceptual definido (Brown, 2015; Marôco, 2014).

A avaliação da qualidade do modelo resultante da AFC, em particular quando esta é efetuada no âmbito do desenvolvimento de um instrumento de medida ou da avaliação estrutural de um determinado construto, passa ainda pela avaliação da fiabilidade e da validade de construto (Marôco, 2014). A fiabilidade de construto traduz a consistência e reprodutibilidade da medida, ou seja, um instrumento de medida pode ser classificado como fiável se mede, na amostra em estudo, consistentemente e de forma reprodutível, a característica ou fator de interesse. Esta propriedade é habitualmente avaliada pelo cálculo do coeficiente α de Cronbach (Cronbach, 1951); no entanto a validade deste coeficiente tem sido muito criticada pois é muito dependente do número de itens (Brown, 2015; Hair, Jr. et al., 2019; Marôco, 2014) pelo que outras medidas como por exemplo a *fiabilidade compósita* (FC) foram desenvolvidas (Fornell & Larcker, 1981). A fiabilidade compósita estima a consistência interna dos itens do fator ou construto a partir dos pesos fatoriais e dos seus erros. Tal como para os índices da qualidade geral de ajustamento existe um valor de referência de $FC \geq 0.70$ como indicativo de uma fiabilidade de construto adequada (Hair, Jr. et al., 2019; Marôco, 2014).

A validade de construto refere-se à capacidade do instrumento ou escala de medida representar corretamente o construto que pretende avaliar (Hair, Jr. et al., 2019; Marôco, 2014) e é determinada por três subcomponentes: validade fatorial, validade convergente e validade discriminante. A validade fatorial ocorre quando os itens estão corretamente especificados em relação ao fator que pretendem medir, e costuma ser avaliada pela dimensão dos pesos fatoriais de cada item, aceitando-se normalmente que se todos os pesos fatoriais são superiores a 0,5 o fator apresenta validade fatorial (Marôco, 2014). A validade convergente verifica-se quando o comportamento dos itens de um dado fator é explicado essencialmente por esse fator. Segundo Fornell e Larcker (1981) a validade convergente pode ser medida pela Variância Média Extraída (VEM) pelo fator isto é pela média das variâncias dos itens que o fator explica. Valores de $VEM \geq 0.5$ são indicadores de validade convergente (Hair, Jr. et al., 2019). Por fim a validade discriminante mede se os fatores definidos por um conjunto de itens são distintos, ou seja, se os itens de um determinado fator estão ou não correlacionados com outros fatores. É demonstrada se os valores de VEM dos fatores forem iguais ou superiores ao quadrado da correlação entre os fatores (Fornell & Larcker, 1981; Marôco, 2014).

3.3. Análise fatorial multigrupos

A AFC constitui um quadro analítico bastante poderoso para avaliar se a estrutura do modelo é equivalente entre dois grupos distintos (Brown, 2015; Marôco, 2014). Esta possibilidade é muito relevante quando se pretende, comparar se as propriedades de uma escala de medida (por exemplo o número e a estrutura dos fatores ou os pesos fatoriais) são invariantes entre subgrupos da população, ou para comparar as médias das variáveis latentes entre grupos distintos (Brown, 2015). No caso do presente estudo utilizámos estas possibilidades para efetuar comparações entre os rapazes e as raparigas.

Para que se possam retirar conclusões estatísticas válidas das comparações entre as diferenças das médias em vários grupos, é necessário estabelecer a invariância do modelo de medida, uma vez que a natureza e a magnitude das relações entre os itens e os construtos latentes podem diferir entre os grupos, impedindo que seus valores sejam interpretados de maneira semelhante (Bowen & Masa, 2015; Sass, 2011). O teste de invariância de medição geralmente segue uma sequência hierárquica comparando uma série de modelos aninhados, cada um com mais restrições de igualdade entre grupos do que o anterior (Bowen & Masa, 2015; Sass, 2011).

A análise multigrupos inicia-se com a avaliação da *invariância configuracional* envolvendo a estimação simultânea de um modelo idêntico, para cada grupo, com todos os parâmetros estimados livremente, de modo que apenas a semelhança do padrão geral dos parâmetros é avaliada (Bowen & Masa, 2015; Sass, 2011). Este modelo fornece um teste da capacidade do modelo para ajustar os dados em ambos os grupos e uma linha de base para comparar outros modelos com restrições de parâmetros (Marsh et al., 2010). Segue-se a análise da *invariância métrica*, forçando as cargas fatoriais não padronizadas a serem iguais entre os grupos, indicando que os construtos latentes são definidos da mesma maneira nos vários grupos (Sass, 2011). Finalmente avalia-se a *invariância*

escalar, restringindo todos os níveis da escala (*thresholds*) de todos os itens entre os grupos à igualdade, mostrando que indivíduos com a mesma pontuação num fator latente respondem aos itens de forma semelhante. Se as cargas fatoriais e *thresholds* dos itens são invariáveis em ambos os grupos, então as diferenças nas médias dos fatores latentes podem ser comparadas (Marsh et al., 2010).

A comparação de cada modelo, necessária para determinar os vários níveis de invariância, normalmente é feita usando o grau de significância da mudança do índice de χ^2 para dois modelos aninhados (Bowen & Masa, 2015). No entanto, alguns investigadores sugerem o uso da significância da variação de alguns outros índices de ajuste (e.g. RMSEA; CFI, TLI) em função da, já referida, sensibilidade excessiva do índice de χ^2 em grandes amostras (Marôco, 2014).

Capítulo 4 - Resultados

4. Resultados

4.1. Artigos 1 e 2

Os primeiros dois artigos “*The predictive effect of attitudes towards school science and reasoning abilities on physics and chemistry achievement: a study with portuguese 7th grade students*” (P. Vília, A. Candeias, A. Neto, D. Varelas) e “*Achievement on science education the predictive effect of attitudes and reasoning abilities in portuguese students from 7th grade*” (A. Candeias, P. Vília, A. Neto, D. Varelas), tiveram como objetivo principal fornecer uma avaliação preliminar dos dados existentes nas bases de dados disponibilizados no Projeto RED, por forma a efetuar uma primeira aferição da capacidade preditiva das atitudes quando incluídas em análises multivariadas em simultâneo com variáveis de tipo cognitivo, obtidas pelas respostas à BPR – Bateria de Provas de Raciocínio (Almeida & Lemos, 2006), começando a dar resposta à questão de investigação e ao objetivo geral, e particularmente ao objetivo específico “*Caraterizar os efeitos preditores das atitudes dos alunos do ensino básico relativamente às disciplinas de Físico-química e Ciências Naturais no rendimento escolar*”.

Utilizaram-se dados referentes às atitudes e às capacidades cognitivas de alunos do 7º ano de escolaridade em relação às disciplinas de Físico-química e Ciências Naturais. Em ambos os casos os resultados mostraram que tanto as variáveis atitudinais como as capacidades de raciocínio testadas pelas provas da BPR, apresentaram relação significativamente positiva com as notas escolares dos alunos. Quer no caso da Físico-química como das Ciências Naturais foi possível estabelecer, com recurso a técnicas de regressão múltipla *stepwise*, modelos estatisticamente significativos incluindo variáveis atitudinais e cognitivas, demonstrando que ambas são preditores significativos do

rendimento acadêmico. Estes resultados permitiram concluir que tanto as variáveis atitudinais quanto cognitivas devem ser levadas em consideração no ensino de ciências.

Em termos do plano de tese estabelecido, os resultados obtidos confirmaram a hipótese inicial da relevância das atitudes no rendimento acadêmico e indicar a validade de prosseguir e aprofundar os estudos.

THE PREDICTIVE EFFECT OF ATTITUDES TOWARDS SCHOOL SCIENCE AND REASONING ABILITIES ON PHYSICS AND CHEMISTRY ACHIEVEMENT: A STUDY WITH PORTUGUESE 7TH GRADE STUDENTS

P. Vília¹, A. Candeias², A. Neto¹, D. Varelas³

¹ University of Évora - School of Social Sciences and Centre for Studies in History and Philosophy of Science (PORTUGAL)

² University of Évora- School of Social Sciences and Centre for Educational Research and Psychology (PORTUGAL)

³ University of Évora - Centre for Educational Research and Psychology (PORTUGAL)

Abstract

There is a wide agreement that there is a positive and statistically significant correlation between academic achievement of students and their cognitive capabilities [1, 2]. There is also a general agreement that attitudinal constructs are positively correlated with student achievement, although this relationship has been a matter of debate within different studies reporting mixed results [3].

This study investigated the influence of students' attitudes towards physics and chemistry (ATPC) and their reasoning abilities on academic achievement on that school subject, among Portuguese 7th grade students using the data collected during the Project- Academic Performance and Development: a longitudinal study on the effects of school transitions in Portuguese students. Participants were 313 students: 151 boys (48,2%) and 162 girls (51,8%) aged 11 to 15 years old ($\bar{X} = 12,48 \pm 0,61$). The attitude data were collected using the Attitude towards Physics and Chemistry Questionnaire (ATPCQ) [4] and the Reasoning Test Battery (RTB) [5] was used to assess the students' reasoning abilities. Achievement was measured using the students' quarterly (nine-week) grades in the physics and chemistry subject. The ATPCQ allows the assessment of three attitude dimensions: affective, instrumental and behavioural. The RTB assesses five reasoning dimensions: numerical, verbal, spatial, abstract and mechanical.

Multiple regression stepwise analyses (R) and standardized regression coefficients (β), calculated with IBM SPSS Statistics 21 software, were used to investigate the relationships between the three attitude dimensions towards Physics and Chemistry and the five reasoning dimensions and achievement in each of the three school terms.

Significant models emerged in all three terms (1st term: $F_{6, 261} = 23, 09$; $p < 0,0005$; $R^2_{Adjst} = 0,337$; 2nd term: $F_{5, 258} = 23, 54$; $p < 0,0005$; $R^2_{Adjst} = 0,304$; 3rd term: $F_{5, 288} = 22,60$; $p < 0,0005$; $R^2_{Adjst} = 0,273$). All the dimensions of both variables studied were significant predictor variables β values ranging between 0,399 and 0,132, with the exception of RTB numerical reasoning. The models obtained from the use of both variables were always stronger accounting for higher proportions of student's grade variations.

The results show that the attitudes toward physics and chemistry and the reasoning abilities tested with RTB had a significantly positive relationship with the students' Physics and Chemistry achievement, showing that both attitudinal and cognitive variables should be taken into account in science education as well as in educative intervention.

P. Vília is supported by a PhD grant from Fundação para a Ciência e Tecnologia (FCT) (SFRH/BD/90575/2012).

Keywords: Attitude toward school science, reasoning abilities, achievement, high school; education of science.

1 INTRODUCTION

The knowledge of the relevant variables for the explanation of achievement variations among students is of the outmost importance for the definition and improvement of educational intervention both at nationwide level (e.g. curriculum definition) and at classroom level (e.g. teacher's instructional

strategy). The problem of students' achievement is very complex and a very large number of factors have been identified as relevant predictors of its variation [6]. However, due to the complexity of the students' achievement problem, most researchers tend to focus on specific predictors and rarely include constructs from other areas in their studies, preventing them from getting a full picture of the situation [7].

In this study we present the first approach of a multivariate analysis of the contribution of cognitive (measured through a battery of reasoning tests) and affective (measured through an attitude questionnaire) abilities on academic achievement in the subject of Physics and Chemistry, among Portuguese 7th grade students.

Despite the multiple meanings that the concept "intelligence" has assumed, it is more or less consensual to consider it as a complex ability to think, to solve new problems, to think abstractly, to infer, to understand, to recognize and build structures, relationships and context meanings [8]. This general ability to learn meanings and establish and implement relations in various performance situations assumes a particularly important role in the educational context [9].

There is a wide agreement that a positive and statistically significant correlation between academic achievement of students and their cognitive capabilities [1, 2] exists. The link between the results of intelligence tests and school performance has allowed educational psychologists to use relevant information concerning the development and cognitive functioning of students to explain their good or bad academic performance [10].

Since the beginning of the twentieth century, intelligence tests have been used for the diagnosis of cognitive factors susceptible of explaining the academic achievement of students, although some caution should be exerted in this proposition, once academic achievement cannot be exclusively explained by cognitive abilities or other personal variables [7, 11] and also because there are evidences that cognitive abilities are themselves shaped by educational experiences [11, 12].

The understanding of the nature of the relationship between general cognitive ability and academic achievement has important repercussions for both practice and theory [13]. Research has identified several specific cognitive abilities which have the potential to improve the predictive capability of cognitive tests. Constructs like working memory, or spatial ability are consistently recognized in the literature as important components of general cognitive ability [13].

In this study the relationship between cognitive abilities and academic achievement, measured by school grades, were investigated using a battery of reasoning tests – Reasoning Test Battery (RTB) [5], that allow the assessment of five reasoning dimensions: numerical, verbal, spatial, abstract and mechanical.

The construct "attitude" has been part of the literature on science education for over a century [14], although there are still doubts and discussion about its definition and the delimitation of its field of study [3, 15, 16]. Koballa and Crawley (1985, p. 223 in [15]) define attitude towards science as "positive and negative feelings about science." Jonathan Osborne and colleagues [17] define it as "feelings, beliefs and values about an object that can be enterprise of science, school science, the impact of science on society or scientists themselves". Kind, Jones and Barmby [18] offer another definition that reflects the affective and cognitive components of attitudes: the attitudes of students towards science are their "cognitive and emotional opinions on various aspects of science."

According to some authors it's important to further clarify the construct "attitudes towards science" when referring to the attitudes of students towards science [3, 16, 19]. These authors state that it is necessary to distinguish between attitudes toward making school science and attitudes towards science in general, since it is the perception about school science and feelings in relation to studying and doing school activities in this area which are more likely to influence their learning and to be significant in determining the students' decisions about whether to continue with further studies in science beyond the compulsory courses and also about their choices in terms of future career [15].

Another aspect that, according to the bibliography, must be taken into account in studies on attitudes towards school science is the fact that what is commonly measured is an attitude towards a unitary concept of "science", while, in most countries, including Portugal (3rd cycle of basic education), from lower secondary education onwards, sciences are taught, not as an integrated discipline, but divided into three (physics, chemistry and biology), if not four (earth science) separate subjects, in respect of which students have different attitudes [3, 20-22]. Some studies indicate that considering the attitudes towards different science subjects, in a unified way, may cause deviations in the results, i.e. students

may have different attitudes towards chemistry, physics or any other branch of science without this being noted in the results of research [23, 24].

According to most studies conducted, chemistry and physics seem to be science subjects towards which students' attitudes are more negative, unlike biology that is usually the most popular discipline [3, 17, 25, 26].

There is a general agreement that attitudinal constructs are positively correlated with student achievement, although this relationship has been a matter of debate with different studies reporting mixed results [16]. One of the first reviews on this subject written by Paul Gardner (1975 in [16]) didn't find research evidences that supported any strong relationship between these two variables. However a few years latter Schibeci (1984 in [16]) presented data showing a stronger link between the two, although in the same report he also cited studies which show no relationship. The same author, using the data from the National Assessment of Educational Progress suggested the existence of a causal chain: student's perceptions → attitudes → achievement [27]. A longitudinal study by Simpson and Oliver (1990, [16]) presented evidence of a strong relationship between students' attitude towards science and their achievement in science. More recently a series of studies used the data from large international surveys such as Programme for International Student Assessment (PISA) and Trends in International Mathematics and Science Study (TIMMS) to investigate the relationship attitude toward science-science achievement. Papanastasiou and Zembylas [28], using the Cyprus data from TIMMS and Ozel, Caglak and Erdogan [6] using the Turkish data set form PISA 2006 reported the existence of relationships between the affective factors and the science scores measured.

This paper considers that the construct "Attitude towards Physics and Chemistry" includes motivational, affective and behavioural aspects. On the one hand, learning, adequate intention and motivation are indispensable [29] and, secondly, there come the affective aspects that influence the intellectual activity of individuals, particularly, in learning [30]. Finally, when the student perceives the utility of Physics and Chemistry, the implications of this discipline in their daily life, and realizes how useful it may be, they display favourable behaviour towards studying it and feel able to learn and get good results [30].

1.1 Physics and Chemistry in the Portuguese school context

In Portugal compulsory education begins at the age of 6 and lasts for 12 years. It encompasses basic education and secondary education. Basic education lasts for 9 years and is divided into three cycles: the first cycle corresponds to the first four years of schooling; the second cycle comprises the next two years (these two cycles together correspond to primary education); and, the third cycle that lasts for three years and corresponds to Lower Secondary Education. Science education in the first and second cycles corresponds to a single, general, integrated subject area. In the third cycle science is taught as two separate subjects: Natural Science covering biology and geology themes and Physics and Chemistry, a single subject encompassing physics and chemistry themes. These three cycles are common to all students, so every Portuguese student must attend the Physics and Chemistry subject.

In secondary education students have to choose among different specialist branches, one of which includes science subjects. In this cycle Physics and Chemistry continues to be taught as a single subject including both contents. Only in the final year of compulsory education, and as optional subjects, Physics and Chemistry are taught as separated subjects.

2 METHOD

2.1 Participants

The data for this study were collected as a part of a larger research project - *Academic Performance and Development: a longitudinal study on the effects of school transitions in Portuguese students*, aimed at assessing the effects of a large number of variables on the achievement of Portuguese basic education students.

This study was conducted using a convenience sample of 313 students: 151 boys (48,2%) and 162 girls (51,8%) aged 11 to 15 years old (mean 12,48±0,61 and median 12 years). These students belonged to ten schools spread around the country.

2.2 Instruments

2.2.1 Reasoning Test Battery (RTB)

This battery of tests aims at assessing cognitive achievement taking into account the apprehension of relations between elements (inductive reasoning) and the application of the inferred relations to new situations (deductive reasoning).

In the version for the 3rd cycle of basic education, the battery integrates five tests: Numerical reasoning test (NR), which consists of numerical linear or alternating sequences; Verbal reasoning test (VR) is formed by analogies taking into account relationships between words; Spatial reasoning test (SR), which is composed of series of linear or alternating cubes in motion; Abstract reasoning test (AR), which consists of analogies involving figures without any apparent meaning and Mechanical reasoning test (MR) that presents problems associated with everyday experiences, also covering basic knowledge of physics and mechanics (Table 1).

Table 1 - Summary of the characteristics of the tests of RTB.

Test	NR	VR	SR	AR	MR
Format	Numerical sequences	Verbal analogies	Cube rotation	Figure analogies	Quotidian physics problems
Number of items	20	25	20	25	25
Time	10 mm	4 min	9 min	5 min	8 min

The battery was applied collectively in classroom context, during class time provided by teachers. The result of each test corresponds to the sum of the number of items answered correctly.

The results from different schools were statistically standardized (t-score standardization)

2.2.2 Attitude towards Physics and Chemistry Questionnaire

The Attitude towards Physics and Chemistry Questionnaire (ATPCQ) is composed of 26 items organized into three dimensions: Affective, Behavioural and Instrumental. The answer scale is a 4 point Likert type (1=Strongly Disagree, 2=Disagree, 3=Agree, 4=Strongly Agree).

The version for the 3rd cycle of basic education the questionnaire integrates three dimensions: ATPCQ Affective, which consists of attitudes that expresses feelings and emotions toward the contents and the learning process in physics and chemistry; ATPCQ Behavioural, that comprises attitudes toward tasks of learning of physics and chemistry contents and ATPCQ Instrumental, that involves attitudes that covers the utility of physics and chemistry contents in daily life [4].

The questionnaire was applied collectively in classroom context, during class time provided by teachers.

The results from different schools were statistically standardized (t-score standardization).

2.2.3 Academic achievement

Academic achievement was assessed directly from the students' school grades at the end of each school term. These data, ranging from 1 to 5, were provided by the schools

The school grades were chosen to assess achievement due to the lack of national tests on this subject and also because these classifications can be directly related to the students' academic success [11].

The school grades may present a problem due to variability among different teachers and schools, but they were statistically standardized (t-score standardization).

2.3 Statistical Procedures

2.3.1 Data normalization

In order to allow easier comparison and to eliminate some ambiguity resulting from the differences between the various schools, the raw values of all variables were submitted to a linear normalization

procedure and transformed into t-scores. T-score normalized scores express individual value distance to average in terms of the standard deviation of the distribution. This is a linear transformation procedure, that is, the numerical relations among the normalized scores are exactly the same as the raw values and all the features of the original distribution remain in the distribution of normalized scores [31]. T-score normalization was originally proposed by W.A. McCall (1922 in [32]) and converts the raw data distribution into one with average=50 and standard deviation= 10. The conversion is calculated through the formula $T=50+\frac{10(X-\bar{X})}{SD}$, where X is the raw value, \bar{X} is the mean value and SD is the standard deviation. The mean and standard deviation of each variable were assessed after normalization to ensure the correctness of the procedure..

2.3.2 Data analysis

The existence of statistically significant correlations between the five RTB tests and the three dimensions of ATPC and the school grades in each of the three school terms was assessed by calculating the Pearson Correlation Coefficient. Multiple regression analyses were then conducted to investigate the predictive power of RTB and ATPC in school grades in each of the three school terms. Standardised versions of the B coefficients (β values) were determined since they provide a measure of the unique explanatory power of the independent variables relative to one another. Thus, the higher the β , the greater the unique impact of the predictor variable on the criterion variable.

All the statistical procedures and tests were conducted using IBM SPSS Statistics 21 software package.

3 RESULTS

The results of the correlation analysis between the five RTB tests and Physics and Chemistry grades in each of the three school terms are presented in Table 2. All the RTB tests were positively and statistically correlated with achievement in the Physics and Chemistry subject although the correlations were always moderate or weak. A more detailed examination shows that verbal and spatial reasoning were always the two tests with higher correlation values, with the exception of the abstract reasoning test in the first term ($r=0,361$). Somewhat surprisingly, the correlation values between the tests for numerical and mechanical reasoning and school grades were always the lowest.

Table 2 – Correlation Coefficient between RTB tests and Physics and Chemistry grades.

		RTB NR	RTB VR	RTB SR	RTB AR	RTB MR
1 st term	Pearson Correlation	,282**	,399**	,332**	,361**	,179**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,001	,003
	N	261	267	267	267	262
2 nd term	Pearson Correlation	,274**	,365**	,314**	,305**	,200**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,000	,001
	N	258	264	264	264	264
3 rd term	Pearson Correlation	,214**	,365**	,303**	,266**	,185**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,000	,001
	N	288	298	298	298	298

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

The correlation coefficients between ATPC dimensions and Physics and Chemistry grades in each of the three school terms are shown in Table 3. As with the reasoning tests the correlation values were always positive and statistically significant, but the correlation was moderate or weak. The values for the instrumental dimension were the lowest in the three school terms, while behavioural and affective dimensions presented similar correlation values with school grades, though affective scores were constantly the highest.

Table 3 – Correlation coefficient between ATPC dimensions and physics and Chemistry grades.

		ATPC behavioural	ATPC affective	ATPC instrumental
1 st term	Pearson Correlation	,298**	,311**	,201**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,001
	N	267	267	267
2 nd term	Pearson Correlation	,319**	,338**	,244**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000
	N	264	264	264
3 rd term	Pearson Correlation	,296**	,326**	,224**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000
	N	298	298	298

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

The summary results of the multiple regression analysis performed are shown in tables 4-6. The amount of explained variance was 35% in the first term, decreasing to 31% in the second and further to 28% in the third term. The verbal reasoning component (RTB VR) was the strongest single significant predictor in the 2nd and 3rd terms ($\beta = 0,220$; $\beta = 0,230$ respectively) followed by ATPC affective dimension in the 2nd and 3rd terms. ATPC behavioural presented the highest β value in the 1st term ($\beta = 0,399$) followed by RTB VR ($\beta = 0,253$). RTB abstract component was always a significant predictor unlike RTB numerical that surprisingly was never such. RTB spatial was significant in the 1st and 3rd terms and RTB mechanical was a predictor only in the 2nd term. ATPC behavioural and affective were significant predictors in every model. A reference should be made to the value of ATPC instrumental dimension in the 1st term, since it is the only negative β value that emerged in all three models ($\beta = -0,223$) indicating a negative relation between this variable and Physics and Chemistry grades.

Table 4 – Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATPC and Physics and Chemistry 1st term grades.

	B	Std. Error	β	t	Sig.
RTB VR	,255	,056	,253	4,538	,000
ATPC behavioural	,395	,082	,399	4,805	,000
RTB AR	,245	,059	,230	4,153	,000
RTB SR	,133	,056	,133	2,372	,018
ATPC Affective	,149	,055	,150	2,709	,007
ATPC Instrumental	-,222	,083	-,223	-2,657	,008

$r^2 = ,352$; Adjst $r^2 = ,337$; $F(6,261) = 23,09$; $p < 0,0005$

Table 5 – Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATPC and Physics and Chemistry 2nd term grades.

	B	Std. Error	β	t	Sig.
RTB VR	,218	,056	,220	3,886	,000
ATPC Affective	,205	,055	,210	3,741	,000
ATPC behavioural	,224	,054	,230	4,158	,000
RTB AR	,207	,058	,198	3,577	,000
RTB RM	,133	,054	,132	2,451	,015

$r^2 = ,317$ Adjst $r^2 = ,304$; $F(5,258) = 23,54$ $p < 0,0005$

Table 6 – Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATPC and Physics and Chemistry 3rd term grades.

	B	Std. Error	β	t	Sig.
RTB VR	,234	,057	,230	4,139	,000
ATPC Affective	,171	,055	,173	3,120	,002
ATPC behavioural	,195	,053	,200	3,667	,000
RTB AR	,160	,060	,148	2,674	,008
RTB SR	,137	,057	,136	2,401	,017

$r^2 = ,285$ Adjst $r^2 = ,273$; $F(5,288) = 22,60$ $p < 0,0005$

4 DISCUSSION AND CONCLUSION

The overall results of this study clearly indicate that both attitudinal and cognitive variables should be taken into account to explain the achievement in Physics and Chemistry. The result of the correlation analysis – occurrence of positive and statistically significant correlations between every variable studied, combined with the multiple regression analysis – presence of affective and cognitive predictor variables in the models for all the three school terms endorse, in our view, the initial assessment that achievement is explained by numerous variables and is best predicted by multivariable approaches. These results, although very preliminary, are in accordance with other studies stating that achievement is a complex problem and, as such, should be analysed in a multivariate way. Byrnes [7], using a very large sample from the National Longitudinal Educational Study (NELS:88) developed structural equation models explaining 58-81% of the variance in achievement in science and concluded that it is very important to examine a large number of factors in the same study. Lawrenz and colleagues [33], also state that numerous variables influence physics achievement and stresses the importance of considering various factors simultaneously. In their study with a sample of over 3000 students, half of which were in 9th grade, they investigated several student and classroom variables, and obtained a model accounting for 19% of variance in physics achievement.

In our study the cognitive variables explained values around 20-25% of achievement variance and affective variables explained an additional 9-12%. We can thus say that achievement in the Physics and Chemistry Portuguese school subject is explained by the students' cognitive abilities, in particular the verbal, abstract and spatial reasoning. This enhances the importance of reading and writing competences as well as the relevance of logical and deductive thinking and of spatial problem solving capabilities for achievement as previous studies suggest [1, 9-11].

On the other hand our results also demonstrate that affective variables, specially the students' perception of feelings and behaviours regarding the contents and methods of this school discipline, increase the predictive power of the cognitive variables as previously demonstrated [3, 6, 14].

These results may constitute general guiding lines for the improvement in planning the contents, the teaching methods and strategies of Physics and Chemistry. We think that it is important to emphasize, and we feel that these preliminary results support this opinion, that any educational intervention that aims at promoting positive achievement must consider both the cognitive characteristics and the students' attitudes.

To conclude the analysis of our results, we would like to draw attention to the fact that the perception of the instrumental value of Physics and Chemistry shows a negative correlation with achievement, suggesting that between what is taught, the results of the students and the applicability of what is learned there is a large gap that is important to close.

If we transfer these results to a national panorama of low scores in international studies like PISA and small demand of graduate formation in science areas, we have to raise the question whether the Portuguese basic education system is achieving its declared objectives of developing positive attitudes toward Science, promoting the respect, ethics and sensitivity of working in Science and enabling the critical assessment of the impacts on society and the environment.

REFERENCES

- [1] Candeias, A., A. Rosário, L. Almeida, and M. Guisande, *Bateria de provas de raciocínio diferencial: Suporte à sua utilização em orientação vocacional*. Revista Portuguesa de Pedagogia, 2007. **41**(1): p. 143-156.
- [2] Deary, I.J., S. Strand, P. Smith, and C. Fernandes, *Intelligence and educational achievement*. Intelligence, 2007. **35**(1): p. 13-21.
- [3] Tytler, R. and J. Osborne, *Student attitudes and aspirations towards science*, in *Second international handbook of science education*. 2012, Springer. p. 597-625.
- [4] Neto, A., A.A. Candeias, N. Rebelo, D. Varelas, and A.M. Diniz. *Validade estrutural do questionário de atitudes face às ciências físico-químicas: Estudo com alunos do 9º ano ensino básico português. (poster)*. in *XII Congresso Internacional Galego-Português de Psicopedagogia*. 2013. Universidade Minho, Braga, Portugal.
- [5] Almeida, L.S. and G. Lemos, *Bateria de Provas de Raciocínio: Manual Técnico*. 2006, Braga: Centro de Investigação em Psicologia. Universidade do Minho.
- [6] Ozel, M., S. Caglak, and M. Erdogan, *Are affective factors a good predictor of science achievement? Examining the role of affective factors based on PISA 2006*. Learning and Individual Differences, 2013. **24**: p. 73-82.
- [7] Byrnes, J.P. and D.C. Miller, *The relative importance of predictors of math and science achievement: An opportunity-propensity analysis*. Contemporary Educational Psychology, 2007. **32**(4): p. 599-629.
- [8] Rindermann, H., *The big g-factor of national cognitive ability*. European Journal of Personality, 2007. **21**(5): p. 767-787.
- [9] Lemos, G., L.S. Almeida, R. Primi, and M.A. Guisande, *O impacto das variáveis cognitivas no rendimento escolar*, in *Actas do X Congresso Internacional Galego-Português de Psicopedagogia*, B. Silva, Editor 2009, Universidade do Minho: Braga. p. 4524-4535.
- [10] Almeida, L.S. and G.C. Lemos, *Aptidões cognitivas e rendimento académico A validade preditiva dos testes de inteligência*. Psicologia, Educação e Cultura, 2005. **9**: p. 277-289.
- [11] Lemos, G., L.S. Almeida, M.A. Guisande, and R. Primi, *Inteligência e rendimento escolar: análise da sua relação ao longo da escolaridade*. Revista Portuguesa de Educação, 2008. **21**: p. 83-99.
- [12] Watkins, M.W., P.-W. Lei, and G.L. Canivez, *Psychometric intelligence and achievement: A cross-lagged panel analysis*. Intelligence, 2007. **35**(1): p. 59-68.
- [13] Rohde, T.E. and L.A. Thompson, *Predicting academic achievement with cognitive ability*. Intelligence, 2007. **35**(1): p. 83-92.
- [14] Koballa, T.R.J. and S.M. Glynn, *Attitudinal and Motivational constructs in science learning*, in *Handbook of Research on Science Education*, S.K. Abell and N.G. Lederman, Editors. 2007, Erlbaum Publishers: Mahwah, New Jersey, USA. p. 75-102.
- [15] Nieswandt, M., *Attitudes Toward Science: A Review of the Field*, in *Beyond Cartesian Dualism*, W. Cobern, et al., Editors. 2005, Springer Netherlands. p. 41-52.
- [16] Simon, S. and J. Osborne, *Students' attitudes to science*, in *Good Practice In Science Teaching: What Research Has To Say: What research has to say*, J. Osborne and J. Dillon, Editors. 2010, McGraw-Hill - Open University Press: Berkshire, England. p. 238-258.
- [17] Osborne, J., S. Simon, and S. Collins, *Attitudes towards science: A review of the literature and its implications*. International Journal of Science Education, 2003. **25**(9): p. 1049-1079.
- [18] Kind, P., K. Jones, and P. Barmby, *Developing Attitudes towards Science Measures*. International Journal of Science Education, 2007. **29**(7): p. 871-893.
- [19] Blalock, C.L., M.J. Lichtenstein, S. Owen, L. Pruski, C. Marshall, and M. Toepperwein, *In Pursuit of Validity: A comprehensive review of science attitude instruments 1935–2005*. International Journal of Science Education, 2008. **30**(7): p. 961-977.

- [20] Cheung, D., *Students' Attitudes Toward Chemistry Lessons: The Interaction Effect between Grade Level and Gender*. Research in Science Education, 2009. **39**(1): p. 75-91.
- [21] Ramsden, J.M., *Mission impossible?: Can anything be done about attitudes to science?* International Journal of Science Education, 1998. **20**(2): p. 125-137.
- [22] Prokop, P., G. Tuncer, and J. Chudá, *Slovakian Students' Attitudes toward Biology*. Eurasia Journal of Mathematics, Science & Technology Education, 2007. **3**(4).
- [23] Can, H.B. and Y. Boz, *A cross-age study on high school students attitudes toward chemistry*. International Journal on New Trends in Education & their Implications (IJONTE), 2012. **3**(3).
- [24] Spall, K., M. Stanisstreet, D. Dickson, and E. Boyes, *Development of school students' constructions of biology and physics*. International Journal of Science Education, 2004. **26**(7): p. 787-803.
- [25] Baram-Tsabari, A. and A. Yarden, *Identifying meta-clusters of students' interest in science and their change with age*. Journal of Research in Science Teaching, 2009. **46**(9): p. 999-1022.
- [26] Lyons, T. and F. Quinn, *Choosing science*, in *Understanding the declines in senior high school science enrolments*. Armidale, NSW: University of New England 2010, SiMERR National Centre, University of New England: Armidale, Australia.
- [27] Schibeci, R.A. and J.P. Riley, *Influence of students' background and perceptions on science attitudes and achievement*. Journal of Research in Science teaching, 1986. **23**(3): p. 177-187.
- [28] Papanastasiou, E.C. and M. Zembylas, *The effect of attitudes on science achievement: A study conducted among high school pupils in Cyprus*. International Review of Education, 2002. **48**(6): p. 469-484.
- [29] Perini, L., G.K. Ferreira, L. Clement, and J.F. Custódio, *Um estudo exploratório sobre a influência de variáveis afetivas em atividades de resolução de problemas de física*, in *VII Encontro Nacional de Pesquisa em Educação em Ciências 2009*, Universidade Federal de Santa Catarina: Florianópolis, Brasil.
- [30] Custódio, J.F., M. Pietrocola, and F.F.S. Cruz, *Vínculos afetivos com o saber: a curiosidade ea satisfação em conhecer como razões para escolha de carreiras científicas* in *VI Encontro Nacional de Pesquisa em Educação em Ciências 2007*, Universidade Federal de Santa Catarina: Florianópolis, Brasil.
- [31] Cohen, J., P. Cohen, S.G. West, and L.S. Aiken, *Applied Multiple Regression/correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. 3rd ed. 2003, Mahwah, New Jersey, USA: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- [32] Anastasi, A., S. Urbina, and M.A.V. Veronese, *Testagem psicológica*. 2000, Porto Alegre, Brasil: Artmed Editora.
- [33] Lawrenz, F., N.B. Wood, A. Kirchhoff, N.K. Kim, and A. Eisenkraft, *Variables affecting physics achievement*. Journal of Research in Science Teaching, 2009. **46**(9): p. 961-976.

ACHIEVEMENT ON SCIENCE EDUCATION: THE PREDICTIVE EFFECT OF ATTITUDES AND REASONING ABILITIES IN PORTUGUESE STUDENTS FROM 7TH GRADE

A. Candeias¹, P. Vilia², A. Neto², D. Varelas³

¹ *University of Évora- School of Social Sciences and Centre for Educational Research and Psychology (PORTUGAL)*

² *University of Évora - School of Social Sciences and Centre for Studies in History and Philosophy of Science (PORTUGAL)*

³ *University of Évora - Centre for Educational Research and Psychology (PORTUGAL)*

Abstract

Science education plays a critical role as a political priority as well as economic and social requirements, in order to face scientific development challenges. High level achievement on science education and positive attitudes toward science constitutes a crucial challenge for formal education. Several studies show close relationships between students' attitudes, cognitive abilities and academic achievement [1,2].

The main purpose of this study is to analyze the impact of students' attitudes towards Natural Sciences and their reasoning abilities on academic achievement in that school subject, among Portuguese 7th grade students using the data collected during the Project Academic Performance and Development: a longitudinal study on the effects of school transitions in Portuguese students.

The participants were 313 students, 151 boys (48, 2%) and 162 girls (51, 8%), aged between 11 and 15 years old ($\bar{X} = 12, 48 \pm 0, 61$). The attitude data were collected using the Attitude towards Sciences Questionnaire (ATSQ) [3] and the Reasoning Test Battery (RTB) [4] was used to assess the students' reasoning abilities. Achievement was measured using the students' quarterly (nine-week) grades in "Natural Sciences". The ATSQ allows the assessment of three attitude dimensions: affective, instrumental and behavioral. The RTB assesses five reasoning dimensions: numerical, verbal, spatial, abstract and mechanical.

Multiple regression stepwise analyses (R) and standardized regression coefficients (β), calculated with IBM SPSS Statistics 21 software, were used to investigate the relationships between the three attitude dimensions towards Natural Sciences and the five reasoning dimensions and achievement in each of the three school terms.

Significant models emerged in all three terms (1st term: $F_4, 257=23, 28; p < 0, 0005; R^2\text{Adjst}=0,255$; 2nd term: $F_4, 254=19, 53; p < 0, 0005; R^2\text{Adjst}=0,223$; 3rd term: $F_3, 285=24, 93; p < 0, 0005; R^2\text{Adjst}=0,200$). All the dimensions of both variables studied proved to be significant predictor variables with β values ranging from 0.123 to 0.317. The models obtained from the use of both variables were always stronger accounting for higher proportions of the students' grade variations.

The results show that the attitudes toward Natural Sciences and the reasoning abilities tested with RTB had a significantly positive relationship with students' achievement in Natural Sciences, indicating that both attitudinal and cognitive variables should be taken into account on science education as well as in educative intervention.

P. Vilia is supported by a PhD grant from Fundação para a Ciência e Tecnologia (FCT) (SFRH/BD/90575/2012).

Keywords: Attitude toward school science, reasoning abilities, achievement, high school; science education.

1 INTRODUCTION

Science education plays a critical role as a political priority as well as economic and social requirements, in order to face scientific development challenges, once it bears a dual mandate: on the one hand school science is charged with educating the next generation in and about science and on the other hand school science has the responsibility to educate the next generation of scientists [2]. In

this context knowing the relevant variables in explaining students' achievement in science subjects is of capital importance in the definition and improvement of education policies both at national and local levels.

The problem of students' achievement is complex and multivariate [5, 6]. Due to this complexity most researchers tend to focus on one of the many relevant predictor variables, and only seldom do they include constructs from several areas in their studies thus preventing them from obtaining a general framework of the situation [5].

In this paper we present the first results of a multivariate analysis of the contribution of cognitive (measured through a battery of reasoning tests) and affective (measured through an attitude questionnaire) abilities on academic achievement in the subject of Natural Sciences, among Portuguese 7th grade students.

The concept of "intelligence" as a complex ability to think, to solve new problems, to think abstractly, to infer, to understand, to recognize and build structures, relationships, and context meanings and to implement these relations in various performance situations assumes a particularly important role in the educational context. [7, 8].

The long tradition of research on the cognitive variables of students lead to a general consensus on the existence of a positive and statistically significant correlation between academic achievement of students and their cognitive capabilities [1, 9]. The connection between intelligence tests and school achievement has been used by educational psychologists to explain academic performance based on the level of the cognitive development of the students [10].

Although intelligence tests to assess cognitive factors susceptible to explain the academic achievement of students have been used since the beginning of the 20th century, some caution should be exerted once, as mentioned earlier, academic achievement cannot be exclusively explained by cognitive or other personal variables [5, 11] and also because there are evidences that cognitive abilities are themselves shaped by educational experiences [11, 12].

The identification of specific cognitive abilities (e.g. working memory or spatial ability), recognized in the literature as important components of general cognitive ability, lead to a thorough understanding of the nature of the relationship between general cognitive ability and academic achievement. This had important repercussions for both practice and theory, namely to foster the potential to improve the predictive capability of cognitive tests. ([13]).

In this study five specific reasoning dimensions: numerical, verbal, spatial, abstract and mechanical, measured by a Reasoning Test Battery (RTB) [4], were assessed to investigate their relationship with school grades

The definition and the scope of the construct "attitude" are still a matter of debate [2, 14, 15] although it has been a part of the literature on science education for over a century [16]. Koballa and Crawley (1985, p. 223 in [17]) define attitude towards science as "positive and negative feelings about science." Jonathan Osborne and colleagues define it as "feelings, beliefs and values about an object that can be enterprise of science, school science, the impact of science on society or scientists themselves"[18] and Kind offers another definition that reflects the affective and cognitive components of attitudes: the attitudes of students towards science are their "cognitive and emotional opinions on various aspects of science" [19].

The construct "attitudes towards science" frequently used in literature needs to be clarified because it is important to distinguish between attitudes toward making school science and attitudes towards science in general [2,14, 20]. In fact, it is the perception about school science and feelings in relation to studying and doing school activities in this area which are more likely to influence their learning and to be significant in determining the students' decisions about whether to continue with further studies in science beyond the compulsory courses and also about their choices in terms of future career [15].

Another issue that obliges to further clarification comes from the fact that in Portugal, as in most countries, from lower secondary education onwards (3rd cycle of basic education in Portugal), sciences are taught, not as an integrated discipline, but divided into several separate subjects (e.g. physics, chemistry and biology). This implies that students may have different attitudes towards each of these "sciences" and so, measuring attitudes towards a unitary concept of "science" , may cause deviations in the results, i.e. students may have different attitudes towards chemistry, physics or any other branch of science without this being noted in the results of research [21, 22].

The relationship between attitudes and achievement has been a matter of debate amongst the researchers with different studies reporting mixed results, although the general agreement is that there is a positive, though moderate, relationship between them [14].

Paul Gardner (1975 in [14]) in one of the first reviews on this subject, couldn't find research evidences that supported any strong relationship between these two variables. However a few years later Schibeci (1984 in [14]) presented data showing a stronger link between the two, although in the same report he also cited studies which show no relationship. The same author, using the data from the National Assessment of Educational Progress suggested the existence of a causal chain: students' perceptions → attitudes → achievement [23]. A longitudinal study by Simpson and Oliver (1990 in [14]) presented evidence of a strong relationship between students' attitude towards science and their achievement in science.

According to most studies conducted, chemistry and physics seem to be science subjects towards which students' attitudes are more negative, unlike biology which is usually the most popular discipline [2, 18, 24, 25]. Due to this the number of studies about biology or other specific science subjects, such as earth sciences are scarce. Prokop and colleagues conducted a series of studies with Slovakian students and concluded that attitudes towards biology decrease with age and are dependent on the specific subject considered (e.g. zoology is the most interesting subject) [26, 27]. Nasr and Soltani [28], in one of the few published studies about the relationship between attitude towards biology and achievement didn't find any relationship between them among Iranian 12th grade students.

This paper considers that the construct "Attitude towards Natural Sciences" includes motivational, affective and behavioural dimensions. On the one hand, adequate intention and motivation are indispensable to learn, [29] and, on the other hand, the affective aspects influence the intellectual activity of individuals, in particular in learning [30]. Finally, when the students perceive the utility of a particular subject, e.g. Natural Sciences and the implications of this discipline in their daily life and realize how useful it may be, they probably display a favourable behaviour towards studying it and feel able to learn and get good results [30].

1.1 Natural Sciences in Portuguese school context.

In Portugal, compulsory education includes basic education and secondary education and lasts for 12 years. Basic education starts at the age of 6, lasts for 9 years and is divided into three cycles: the first cycle encompassing the first four years of schooling; the second cycle, including the next two years; and the third cycle that lasts for three years, corresponding to Lower Secondary Education. Science education in the first and second cycles corresponds to a single, general and integrated subject area. In the third cycle science is taught as two separate subjects: Natural Science covering biology and geology themes and Physics and Chemistry, a single subject encompassing physics and chemistry themes. Every Portuguese student must attend Natural Sciences since these three cycles are common and mandatory for all students.

After these 3 years of compulsory study of Natural Sciences only the students who elect the Scientific Course during Secondary Education, corresponding to Upper Secondary Education, study these contents as an integrated subject named Biology and Geology. Only in the 12th school year can the students choose Biology or Geology as independent disciplines, but they may also choose not to take any of them.

2 METHOD

2.1 Participants

This study was conducted using a convenience sample of 313 students: 151 boys (48,2%) and 162 girls (51,8%) aged between 11 and 15 years (mean 12,48±0,61 and median 12 years). These students belonged to ten schools spread around the country, participating in the research project - *Academic Performance and Development: a longitudinal study on the effects of school transitions in Portuguese students*, aimed at assessing the effects of a large number of variables on the achievement of Portuguese basic education students.

2.2 Instruments

2.2.1 Reasoning Test Battery (RTB)

This battery of intends to assess cognitive achievement taking into account the apprehension of relations between elements (inductive reasoning) and the application of the inferred relations to new situations (deductive reasoning).

The version used in this study designed for the 3rd cycle of basic education includes five tests: Numerical reasoning test (NR), Verbal reasoning test (VR), Spatial reasoning test (SR), Abstract reasoning test (AR) and Mechanical reasoning test (MR) (Table 1).

Table 1 - Summary of the characteristics of the tests of RTB

Test	NR	VR	SR	AR	MR
Format	Numerical sequences	Verbal analogies	Cube rotation	Figure analogies	Quotidian physics problems
Number of items	20	25	20	25	25
Time	10 mm	4 min	9 min	5 min	8 min

The battery was applied collectively in classroom context, during class time provided by the teachers. The result of each test corresponds to the sum of the number of items answered correctly.

The results from different schools were statistically standardized (t-score standardization).

2.2.2 Attitude towards Sciences Questionnaire

The Attitude towards Sciences Questionnaire (ATSQ) composed of 26 items organized into three dimensions: Affective, Behavioural and Instrumental. The answer scale is a 4 point Likert type (1=Strongly Disagree, 2=Disagree, 3=Agree, 4=Strongly Agree).

In the version for the 3rd cycle of basic education the questionnaire integrates three dimensions: ATSQ Affective, which consists of attitudes that express feelings and emotions towards the contents and the learning process in sciences; ATSQ Behavioural, that comprises attitudes toward tasks of learning of science contents and ATSQ Instrumental, that involves attitudes that cover the utility of science contents in daily life [3].

The questionnaire was applied collectively in classroom context, during class time provided by the teachers.

The results from different schools were statistically standardized (t-score standardization).

2.2.3 Academic achievement

Academic achievement was assessed directly from the students' school grades at the end of each school term. These data, ranging from 1 to 5, were provide by the schools

The school grades were chosen to assess achievement due to the lack of national tests on this subject and also because these classifications can be directly related to the students' academic success [11]. The use of school grades to assess achievement may present a problem due to the variability among different teachers and schools. In order to address this problem we statistically standardized the school grades (t-score standardization).

2.3 Statistical Procedures

2.3.1 Data normalization

The raw values of all variables were submitted to a linear normalization procedure and transformed into t-scores, in order to allow easier comparison and to eliminate some ambiguity resulting from the differences between the various data sets. Normalized scores, in our case T-scores, express individual value distance to average in terms of the standard deviation of the distribution. In this way the numerical relations among the normalized scores are exactly the same as the raw values and all the features of the original distribution remain in the distribution of normalized scores [31]. T-score

normalization was originally proposed by W.A. McCall (1922 in [32]) and converts the raw data distribution into one with average=50 and a standard deviation= 10. The conversion is calculated through the formula $T=50+\frac{10(X-\bar{X})}{SD}$, where X is the raw value, \bar{X} is the mean value and SD is the standard deviation. To verify the correctness of the procedure, the mean and standard deviation of each variable were calculated after the normalization procedure.

2.3.2 Data analysis

The normalized data were tested for the existence of statistically significant correlations between the five RTB tests, the three dimensions of ATPC and the school grades in each of the three school terms by determining the Pearson Correlation Coefficient. Multiple regression analyses were conducted to determine whether the three attitude dimensions of ATS and the five dimensions of RTB predicted achievement in each of the three school terms. Standardised versions of the B coefficients (β values) were also assessed since they provide a measure of the unique explanatory power of the independent variables relative to one another.

All the statistical procedures and tests were conducted using the IBM SPSS Statistics 21 software package.

3 RESULTS

The values obtained from the correlation analysis between each of the five RTB tests and school grades in the subject Natural sciences in the three school terms are presented in Table 2. All correlations are positive and statistically significant at the 0.01 level, although the level of correlation was always moderated or weak. The highest correlation coefficient values were found for RTB verbal reasoning ($r= 0,365$ to $0,399$), followed by RTV spatial ($r= 0,303$ to $0,332$) and abstract reasoning ($r= 0,266$ to $0,361$) tests while the lowest scores occurred for the correlation between RTB mechanical and Natural Sciences grades ($r= 0,179$ to $0,200$).

Table 2 – Correlation Coefficient between RTB tests and Natural Science grades.

		RTB NR	RTB VR	RTB SR	RTB AR	RTB MR
1 st term	Pearson Correlation	,282**	,399**	,332**	,361**	,179**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,001	,003
	N	261	267	267	267	262
2 nd term	Pearson Correlation	,274**	,365**	,314**	,305**	,200**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,000	,001
	N	258	264	264	264	264
3 rd term	Pearson Correlation	,214**	,365**	,303**	,266**	,185**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,000	,001
	N	288	298	298	298	298

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Table 3 contains the correlation coefficients encountered between each of the three dimensions of the ATS and the Natural Science grades. In the same way as for RTB tests, the correlations found were always positive and statistically significant, but moderate or weak. The values for the different dimensions were similar, ranging from 0,201 to 0,338, although the correlation coefficients of the affective dimension were the highest in every school term.

Table 3 – Correlation coefficient between ATS dimensions and Natural sciences grades

		ATS behavioural	ATS affective	ATS instrumental
1 st term	Pearson Correlation	,298**	,311**	,201**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,001
	N	267	267	267
2 nd term	Pearson Correlation	,319**	,338**	,244**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000
	N	264	264	264
3 rd term	Pearson Correlation	,296**	,326**	,224**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000
	N	298	298	298

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

The summaries of the multiple regression analysis conducted for each of the three school terms are shown in Tables 4 to 6. The amounts of explained variance were similar, ranging from 26, 6% in 1st term to 22.3% in 2nd and 20, 0% in 3rd term. Verbal reasoning component (RTB VR) was the strongest single significant predictor in all models with β values ranging 0,264 to 0,317. Spatial reasoning was always a significant predictor too, and abstract reasoning only emerged in the model for the 1st term ($\beta= 0,245$). Numerical reasoning, though presenting significant correlation values, was never a significant predictor in the multiple regression models. The results for the attitudinal dimensions were somewhat surprising since only the behavioural dimension occurred as single predictor ($\beta= 0,143$ to 0,221).

Table 4 – Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATS and Natural Science 1st term grades

	B	Std. Error	β	t	Sig.
RTB VR	,265	,059	,264	4,530	,000
RTB AR	,260	,062	,245	4,180	,000
ATS Behavioural	,342	,116	,159	2,950	,003
RTB SR	,143	,058	,144	2,442	,015
$r^2= ,266$; Adjst $r^2= ,255$; $F(4,257)=23,28$; $p<0,001$					

Table 5 – Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATS and Natural Science 2nd term grades

	B	Std. Error	β	t	Sig.
RTB VR	,261	,060	,260	4,337	,000
ATS Behavioural	,214	,053	,221	4,007	,000
RTB AR	,198	,064	,187	3,104	,002
RTB SR	,122	,060	,123	2,032	,043
$r^2= ,235$; Adjst $r^2= ,223$; $F(4,258)=19,53$; $p<0,001$					

Table 6 – Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATS and Natural Science 3rd term grades

	B	Std. Error	β	t	Sig.
RTB VR	,322	,057	,317	5,636	,000
RTB SR	,197	,057	,196	3,477	,001
ATS Behavioural	,140	,051	,143	2,719	,007
$r^2= ,208$; Adjst $r^2= ,200$; $F(4,258)=19,53$; $p<0,001$					

4 DISCUSSION AND CONCLUSIONS

The results from this study give support to the assertion that cognitive abilities are important in predicting the achievement in Natural Sciences. Particularly the basic skills related to learning and problem solving, namely understanding and decoding verbal information, spatial and abstract reasoning seem to be especially relevant in explaining the variance in Natural Sciences achievement.

The contents of this school subject include, as mentioned before, Biology and Geology. Spatial reasoning, one of the reasoning abilities that is consistently present in the models encountered in this study, has, since long, been recognized as important for learning in both Biology and Geosciences domains. Kali and Orion [33], almost 20 years ago, presented evidences that specific spatial abilities are required for the study of basic structural Geology and that school should provide assistance to improve the students' success. More recently Mary Hegarty [34] reviewed the published work in this field presenting profuse empirical evidence of the relevance of spatial abilities to multiple school subjects including Biology and Geosciences.

Included in the predictive model that emerges from this study is also an attitudinal variable, in this case, the behaviours associated to studying and performing the different tasks related to learning this school subject. Interestingly though, no other attitudinal (affective or instrumental) dimension occurs in the proposed model for explaining achievement in the subject Natural Sciences, unlike what happens in studies with other school disciplines such as Chemistry, Physics or Mathematics [2, 6, 35]. Nasr and Soltani [28] found no statistically significant relationship between attitudes towards Biology and Biology achievement, but one of the five dimensions studied - "*Biology is fun for me*" presented significant relation. These results seem to be in contradiction with ours since the significant dimension in their study seems clearly affective.

Our data suggest that achievement in Natural Sciences is mainly connected with the students' cognitive abilities and with their attitude towards the behaviours and the work routines needed to accomplish the learning objectives. These results raise some apprehension in what they suggest: only students with higher cognitive abilities will be able to attain the highest achievement levels, prompting us to question the role of school educational intervention in the promotion of positive attitudes towards science and in the development of scientific attitudes. Similar problems and doubts have been raised in other studies in countries like Hong Kong [36] or Turkey [21].

In future studies we intend to cross-check these results with other variables relevant for predicting achievement, such as previous knowledge and attitudes or other school variables like teaching methods or classroom environment. Thus we expect to help clarifying to what extent these other variables may improve the prediction of school science achievement.

REFERENCES

- [1] Candeias, A., A. Rosário, L. Almeida, and M. Guisande, *Bateria de provas de raciocínio diferencial: Suporte à sua utilização em orientação vocacional*. Revista Portuguesa de Pedagogia, 2007. **41**(1): p. 143-156.
- [2] Tytler, R. and J. Osborne, *Student attitudes and aspirations towards science*, in *Second international handbook of science education*. 2012, Springer. p. 597-625.
- [3] Neto, A., A.A. Candeias, N. Rebelo, D. Varelas, and A.M. Diniz, *Validade estrutural do questionário de atitudes face às Ciências Naturais: Estudo com alunos do 9º ano ensino básico português. (poster)*, in *XII Congresso Internacional Galego-Português de Psicopedagogia 2013*: Universidade Minho, Braga, Portugal.
- [4] Almeida, L.S. and G. Lemos, *Bateria de Provas de Raciocínio: Manual Técnico*. 2006, Braga: Centro de Investigação em Psicologia. Universidade do Minho.
- [5] Byrnes, J.P. and D.C. Miller, *The relative importance of predictors of math and science achievement: An opportunity-propensity analysis*. Contemporary Educational Psychology, 2007. **32**(4): p. 599-629.
- [6] Ozel, M., S. Caglak, and M. Erdogan, *Are affective factors a good predictor of science achievement? Examining the role of affective factors based on PISA 2006*. Learning and Individual Differences, 2013. **24**: p. 73-82.

- [7] Lemos, G., L.S. Almeida, R. Primi, and M.A. Guisande, *O impacto das variáveis cognitivas no rendimento escolar*, in *Actas do X Congresso Internacional Galego-Português de Psicopedagogia*, B. Silva, Editor 2009, Universidade do Minho: Braga. p. 4524-4535.
- [8] Rindermann, H., *The big g-factor of national cognitive ability*. *European Journal of Personality*, 2007. **21**(5): p. 767-787.
- [9] Deary, I.J., S. Strand, P. Smith, and C. Fernandes, *Intelligence and educational achievement*. *Intelligence*, 2007. **35**(1): p. 13-21.
- [10] Almeida, L.S. and G.C. Lemos, *Aptidões cognitivas e rendimento académico A validade preditiva dos testes de inteligência*. *Psicologia, Educação e Cultura*, 2005. **9**: p. 277-289.
- [11] Lemos, G., L.S. Almeida, M.A. Guisande, and R. Primi, *Inteligência e rendimento escolar: análise da sua relação ao longo da escolaridade*. *Revista Portuguesa de Educação*, 2008. **21**: p. 83-99.
- [12] Watkins, M.W., P.-W. Lei, and G.L. Canivez, *Psychometric intelligence and achievement: A cross-lagged panel analysis*. *Intelligence*, 2007. **35**(1): p. 59-68.
- [13] Rohde, T.E. and L.A. Thompson, *Predicting academic achievement with cognitive ability*. *Intelligence*, 2007. **35**(1): p. 83-92.
- [14] Simon, S. and J. Osborne, *Students' attitudes to science*, in *Good Practice In Science Teaching: What Research Has To Say: What research has to say*, J. Osborne and J. Dillon, Editors. 2010, McGraw-Hill - Open University Press: Berkshire, England. p. 238-258.
- [15] Nieswandt, M., *Attitudes Toward Science: A Review of the Field*, in *Beyond Cartesian Dualism*, W. Cobern, et al., Editors. 2005, Springer Netherlands. p. 41-52.
- [16] Koballa, T.R.J. and S.M. Glynn, *Attitudinal and Motivational constructs in science learning*, in *Handbook of Research on Science Education*, S.K. Abell and N.G. Lederman, Editors. 2007, Erlbaum Publishers: Mahwah, New Jersey, USA. p. 75-102.
- [17] Koballa, T.R.J. and F. E. Crawley, *The influence of attitude on science education and teaching*. *School Science and Mathematics*, 1985. **85** (3): p. 222-232..
- [18] Osborne, J., S. Simon, and S. Collins, *Attitudes towards science: A review of the literature and its implications*. *International Journal of Science Education*, 2003. **25**(9): p. 1049-1079.
- [19] Kind, P., K. Jones, and P. Barmby, *Developing Attitudes towards Science Measures*. *International Journal of Science Education*, 2007. **29**(7): p. 871-893.
- [20] Blalock, C.L., M.J. Lichtenstein, S. Owen, L. Pruski, C. Marshall, and M. Toepperwein, *In Pursuit of Validity: A comprehensive review of science attitude instruments 1935–2005*. *International Journal of Science Education*, 2008. **30**(7): p. 961-977.
- [21] Can, H.B. and Y. Boz, *A cross-age study on high school students attitudes toward chemistry*. *International Journal on New Trends in Education & their Implications (IJONTE)*, 2012. **3**(3).
- [22] Spall, K., M. Stanisstreet, D. Dickson, and E. Boyes, *Development of school students' constructions of biology and physics*. *International Journal of Science Education*, 2004. **26**(7): p. 787-803.
- [23] Schibeci, R.A. and J.P. Riley, *Influence of students' background and perceptions on science attitudes and achievement*. *Journal of Research in Science teaching*, 1986. **23**(3): p. 177-187.
- [24] Baram-Tsabari, A. and A. Yarden, *Identifying meta-clusters of students' interest in science and their change with age*. *Journal of Research in Science Teaching*, 2009. **46**(9): p. 999-1022.
- [25] Lyons, T. and F. Quinn, *Choosing science*, in *Understanding the declines in senior high school science enrolments. Armidale, NSW: University of New England 2010*, SiMERR National Centre, University of New England: Armidale, Australia.
- [26] Prokop, P., M. Prokop, and S.D. Tunnicliffe, *Is biology boring? Student attitudes toward biology*. *Journal of Biological Education*, 2007. **42**(1): p. 36-39.
- [27] Prokop, P., G. Tuncer, and J. Chudá, *Slovakian Students' Attitudes toward Biology*. *Eurasia Journal of Mathematics, Science & Technology Education*, 2007. **3**(4).

- [28] Nasr, A.R. and A. Soltani K, *Attitude towards Biology and Its Effects on Student's Achievement*. International Journal of Biology, 2011. **3**(4).
- [29] Perini, L., G.K. Ferreira, L. Clement, and J.F. Custódio, *Um estudo exploratório sobre a influência de variáveis afetivas em atividades de resolução de problemas de física*, in *VII Encontro Nacional de Pesquisa em Educação em Ciências 2009*, Universidade Federal de Santa Catarina: Florianópolis, Brasil.
- [30] Custódio, J.F., M. Pietrocola, and F.F.S. Cruz, *Vínculos afetivos com o saber: a curiosidade ea satisfação em conhecer como razões para escolha de carreiras científicas* in *VI Encontro Nacional de Pesquisa em Educação em Ciências 2007*, Universidade Federal de Santa Catarina: Florianópolis, Brasil.
- [31] Cohen, J., P. Cohen, S.G. West, and L.S. Aiken, *Applied Multiple Regression/correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. 3rd ed. 2003, Mahwah, New Jersey, USA: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers
- [32] Anastasi, A., S. Urbina, and M.A.V. Veronese, *Testagem psicológica*. 2000, Porto Alegre, Brasil: Artmed Editora.
- [33] Kali, Y. and N. Orion, *Spatial abilities of high-school students in the perception of geologic structures*. Journal of research in science teaching, 1996. **33**(4): p. 369-391.
- [34] Hegarty, M., *Spatial Thinking in Undergraduate Science Education*. Spatial Cognition & Computation, 2014. **14**(2): p. 142-167.
- [35] Owen, S., D. Dickson, M. Stanisstreet, and E. Boyes, *Teaching physics: Students' attitudes towards different learning activities*. Research in Science & Technological Education, 2008. **26**(2): p. 113-128.
- [36] Cheung, D., *Students' Attitudes Toward Chemistry Lessons: The Interaction Effect between Grade Level and Gender*. Research in Science Education, 2009. **39**(1): p. 75-91.

4.2. Artigo 3

O terceiro artigo “*Academic achievement in Physics-chemistry: The predictive Effect of attitudes and reasoning abilities*” (P. Vilia, A. Candeias, A. Neto, M.G.S. Franco, e M. Melo), publicado na revista *Frontiers in Psychology* (DOI: 10.3389/fpsyg.2017.01064) continuou a utilizar o mesmo tipo de abordagem e de metodologia, mas incidiu sobre dados relativos à disciplina de Físico-química em alunos do 9º ano de escolaridade, dada a importância deste ano de escolaridade por ser o último do tronco comum, após o qual os alunos são obrigados tomar as decisões sobre a área científica e a via de ensino onde pretendem continuar os seus estudos, com todas as implicações que isso acarreta.

Os resultados indicaram que também para este ano de escolaridade, as variáveis atitudinais e cognitivas são preditores significativos do rendimento académico medido pelas notas escolares.



Academic Achievement in Physics-Chemistry: The Predictive Effect of Attitudes and Reasoning Abilities

Paulo N. Vília^{1*}, Adelinda A. Candeias², António S. Neto¹, Maria Da Glória S. Franco³ and Madalena Melo⁴

¹ School of Social Sciences and Centre for Studies in History and Philosophy of Science, University of Évora, Évora, Portugal, ² School of Social Sciences and Centre for Educational Research and Psychology, University of Évora, Évora, Portugal, ³ Faculty of Arts and Humanities, University of Madeira, Funchal, Portugal, ⁴ School of Social Sciences and Interdisciplinary Center for History, Culture and Societies, University of Évora, Évora, Portugal

OPEN ACCESS

Edited by:

Ana Lucia Pereira,
Ponta Grossa State University, Brazil

Reviewed by:

Claudio Longobardi,
University of Turin, Italy
Ove Edvard Hatlevik,
Oslo and Akershus University College,
Norway

*Correspondence:

Paulo N. Vília
pnrcvv@gmail.com

Specialty section:

This article was submitted to
Educational Psychology,
a section of the journal
Frontiers in Psychology

Received: 28 February 2017

Accepted: 09 June 2017

Published: 28 June 2017

Citation:

Vília PN, Candeias AA, Neto AS,
Franco MS and Melo M (2017)
Academic Achievement
in Physics-Chemistry: The Predictive
Effect of Attitudes and Reasoning
Abilities. *Front. Psychol.* 8:1064.
doi: 10.3389/fpsyg.2017.01064

Science education plays a critical role as political priority due to its fundamental importance in engaging students to pursue technological careers considered essential in modern societies, in order to face scientific development challenges. High-level achievement on science education and positive attitudes toward science constitutes a crucial challenge for formal education. Several studies indicate close relationships between students' attitudes, cognitive abilities, and academic achievement. The main purpose of this study is to analyze the impact of student's attitudes toward the school discipline of Physics and Chemistry and their reasoning abilities on academic achievement on that school subject, among Portuguese 9th grade students using the data collected during the Project *Academic Performance and Development: a longitudinal study on the effects of school transitions in Portuguese students* (PTDC/CPE-CED/104884/2008). The participants were 470 students (267 girls – 56.8% and 203 boys – 43.2%), aged 14–16 years old ($\mu = 14.3 \pm 0.58$). The attitude data were collected using the Attitude toward Physics-Chemistry Questionnaire (ATPCQ) and, the Reasoning Test Battery (RTB) was used to assess the students reasoning abilities. Achievement was measured using the students' quarterly (9-week) grades in the physics and chemistry subject. The relationships between the attitude dimensions toward Physics-chemistry and the reasoning dimensions and achievement in each of the three school terms were assessed by multiple regression stepwise analyses and standardized regression coefficients (β), calculated with IBM SPSS Statistics 21 software. Both variables studied proved to be significant predictor variables of school achievement. The models obtained from the use of both variables were always stronger accounting for higher proportions of student's grade variations. The results show that ATPCQ and RTB had a significantly positive relationship with student's achievement in Physics-chemistry, indicating that both attitudinal and cognitive variables should be taken into account on science education as well as in educative intervention.

Keywords: academic achievement, attitude, reasoning skills, physics education, chemistry education, high-school

INTRODUCTION

In modern societies, science is increasingly a central aspect of our work and our everyday lives. Educators, policymakers, and researchers are focusing on ensuring that science education continues to help preparing future citizens scientifically literate and engaged prone to engage with science in their lives, allow the societies to meet and overcome the news challenges they are facing (Tytler, 2014).

Students' academic performance is a fundamental indicator to be taken into account when defining and planning educational intervention both at nationwide level (e.g., curriculum definition) and at classroom level (e.g., teaching strategy). However, although it is well established that academic performance is a complex and multivariate issue with numerous variables contributing simultaneously as predictors for its' explanation most researchers tend to analyze each variable separately (Ozel et al., 2013), preventing them from getting a full picture of the situation (Byrnes and Miller, 2007).

School and society, in general, tend to assign cognitive abilities the preponderant role when defining school curricula or when explaining and evaluating student's success or failure, although the importance of the affective domain in education is acknowledged for a long time. (Efklides, 2009; Kahveci, 2015). Newer approaches to the comprehension of learning processes include a broader range of relevant variables at the personal level such as metacognitive knowledge and skills, perceptions of how good is the performance in learning, attitudes, emotions, and motivation (Efklides, 2011). The relational aspects of school living, in particular the importance of positive and supportive teacher-student relationships is another area including relevant variables to understand achievement on students with both typical (Longobardi et al., 2016) and atypical development (Prino et al., 2016) These new set of variables are thought to play a relevant role in students' process of developing a meaningful understanding of scientific concepts (Nieswandt, 2007).

In this paper, we use a multivariate approach to analyze the contribution of both cognitive (measured through a battery of reasoning tests) and affective abilities (measured through an attitude questionnaire) as predictors of achievement in the subject of Physics-chemistry, among Portuguese 9th grade students.

The concept of "intelligence" can be considered as a complex ability to think, to infer, to understand, to solve new problems, to recognize and build structures, relationships and context meanings (Rindermann, 2007). In educational context this general ability to learn meanings and establish and implement relations in various performance situations assumes a particularly important role (Soares et al., 2015) since there is a broad consensus that academic achievement is statistically correlated with students' cognitive capabilities (Candeias et al., 2007; Deary et al., 2007), with general intelligence being considered the strongest predictor of scholastic achievement (Roth et al., 2015).

Intelligence tests are widely used by educational psychologists to help in the diagnostic and prognostic of students' cognitive capabilities and difficulties (Watkins et al., 2007) and also to provide students with self-information helping them in the vocational choices (Lemos et al., 2010). Intelligence test results are positively correlated with school grades and also exhibit good predictive abilities as predictors of school achievement (Deary et al., 2007). Some caution should nonetheless be exerted when analyzing these results once academic achievement cannot be exclusively explained by cognitive abilities or other personal variables (Byrnes and Miller, 2007; Lemos et al., 2008) and also because there are evidence that cognitive abilities are themselves shaped by educational experiences (Watkins et al., 2007; Lemos et al., 2008).

Roth et al. (2015) conducted a psychometric meta-analysis on the correlation between standardized intelligence and school grades including a total of 240 independent samples with over 100,000 participants and found a mean correlation of 0.54 in line with previous reviews (e.g., Sternberg et al., 2001) in their analysis the highest correlations values were attained when the tests used rely on both verbal and non-verbal indicators. Concerning school subjects, the highest correlations were found in the mathematics-science subgroup followed by the language subgroup (Roth et al., 2015).

In Portugal, using the same battery of cognitive tests used in this paper – Reasoning Test Battery (RTB) developed by Almeida and Lemos (2006) and Lemos et al. (2010) refer results similar to Roth's with highest correlations found for the school subjects of Portuguese Language and Mathematics. The RTB version for the 9th grade consists of five tests allowing the assessment of five reasoning dimensions: numerical, verbal, spatial, abstract, and mechanical.

Despite the importance of the cognitive abilities, other personal variables namely in the affective domain, such as attitudes should also be considered since some studies suggest that attitudinal and motivational factors affect cognitive learning and, in this way, they contribute to improving our ability to explain and predict school achievement, as mentioned earlier.

In this study data from a questionnaire developed to measure the students' attitudes toward learning Physics-chemistry was used to assess the contribution of attitudinal variables in explaining school achievement in that school subject.

Students' attitudes toward science have received constant attention in the field of science education for several decades although the precise definition of attitude in this field of study is still a matter of debate, hindering the description and measurement of attitudes (Kind et al., 2007). In this study we will consider "attitudes toward science" in agreement with the definition proposed by Osborne et al. (2003): "feelings, beliefs, and values about an object that can be the enterprise of science, school science, the impact of science on society or scientists themselves" (p. 1053) (emphasis added).

When conducting research on the students' attitudes toward science two important clarifications should be made. First, it

is important to distinguish between attitudes toward science in general and attitudes toward school science subjects or activities since it is the perceptions and feelings about the latter that are more likely to influence students' learning and to be significant in determining their decisions about continuing to study sciences or to pursue future careers in this area (Nieswandt, 2005; Tytler and Osborne, 2012). Second, it is important to distinguish between attitudes toward school science and attitudes toward the various science school subjects, since considering attitudes toward the different science subjects in a unified way may cause biased results because students may have different attitudes toward each of them (Can and Boz, 2012).

In Portugal, compulsory education encompasses basic education and secondary education. Basic education lasts for 9 years and is divided into three cycles: the first corresponds to the first 4 years of schooling; the second comprises the next two and, the third that lasts for 3 years (7th to 9th) and corresponds to Lower Secondary Education. In these cycles, the disciplines and the curriculum are common to all students. Science education in the first and second cycles corresponds to a single, general, integrated subject area. In the third cycle science is taught as two separate subjects: Natural Science covering biology and geology themes and Physics and Chemistry, a single subject encompassing physics and chemistry topics. In the 9th year, to which the data used in this study refer, this subject includes concepts of chemistry like the Periodic Table, the basis of atomic structure or chemical bonding and physics themes such as forces, movement, and electricity.

Although physics and chemistry are the two science subjects toward which students' attitudes are more negative (Tytler and Osborne, 2012) the number of studies referring specifically to students' attitudes toward these school disciplines isn't very large (Kahveci, 2015). The published work on these subjects follows the general trend of school science attitudinal studies. Some examples are: the reduction in students' attitudes toward studying physical science in post-compulsory school levels (Tytler and Osborne, 2012), the gender gap between boys and girls attitudes toward learning chemistry (Cheung, 2009; Can and Boz, 2012) and toward physics (Atasoy et al., 2014), and the relation attitudes and achievement (Bennett, 2001; Salta and Tzougraki, 2004; Kan and Akbaş, 2006).

The "Attitude toward Physic-chemistry questionnaire" (ATPCQ) used in this study was developed by Neto et al. (2011) and assess four attitudinal dimensions: a positive emotions factor referring to the pleasant sensations aroused by studying or attending Physic-chemistry classes, a negative emotions factor relative to the disagreeable feelings induce by this school discipline, a competence factor associated with the capacity of being skilful or successful on this subject and the related activities and, finally utility factor concerning the perceived utility of Physics-chemistry for daily life (e.g., Neto et al., 2011).

The purpose of this study is to analyze the contribution of the five types of reasoning measured by the RTB, and the four attitudinal dimensions assessed by the Attitude toward Physic-chemistry questionnaire, on the 9th grade Portuguese students'

achievement in the Physics-chemistry, using correlational analysis and a multivariate approach based on multiple linear regressions.

MATERIALS AND METHODS

Participants

The data for this study were collected as a part of a larger research project – "Academic Performance and Development: a longitudinal study on the effects of school transitions in Portuguese student" (PTDC/CPE-CED/104884/2008), aimed at assessing the effects of numerous of variables on the achievement of Portuguese basic education students.

This study was conducted using the data collected on the 9th grade students, attending the discipline of Physics-chemistry from 10 Portuguese schools. Schools were selected to represent all three administrative, educational regions: North (3 schools), Center (3 schools), and South (3 schools) in mainland Portugal and the Azores (1 school). The sample consisted of 470 students (267 girls – 56.8% and 203 boys – 43.2%), representing approximately 0.5% of all 9th grade Portuguese students. **Table 1** shows the students' gender and age distribution by school zone.

Instruments

Reasoning Test Battery (RTB)

The RTB (Almeida and Lemos, 2006) is a set of tests aimed at assessing cognitive achievement considering both inductive reasoning, which is the apprehension of relations between elements, and deductive reasoning, i.e., the application of the inferred relations to new situations. Being originally based on the "*Tests de Raisonnement Différentiel*" (Meuris, 1969) it was developed and published in Portugal and Brazil (Almeida and Primi, 1996), and it's validated and assessed for Portuguese 5th to 12th school year students.

The version for the 3rd cycle (7th to 9th grades) of basic education includes five tests:

- Numerical reasoning test (NR), consists of 20 numerical linear or alternating sequences (test duration – 10 min);
- Verbal reasoning test (VR) formed by 25 analogies taking into account relationships between words (test duration – 4 min);
- Spatial reasoning test (SR), composed of 20 series of linear or alternating cubes in motion (test duration – 9 min);
- Abstract reasoning test (AR), consists of 25 analogies involving figures without any apparent meaning (test duration – 5 min);
- Mechanical reasoning test (MR), presents 25 problems associated with everyday experiences, also covering basic knowledge of physics and mechanics (test duration – 8 min).

The tests were applied once in begging of the school year.

The results from different schools were statistically standardized (t-score standardization).

TABLE 1 | Student gender and age distribution by school zone.

School zone	Gender						Age		
	Female		Male		Total		Mean	Std. Dev.	Median
	Count	%	Count	%	Count	%			
North (3 schools)	97	36.3	73	36.0	170	36.2	14.18	0.44	14.0
Center (3 schools)	65	24.3	39	19.2	104	22.1	14.31	0.54	14.0
South (3 schools)	68	25.5	58	28.6	126	26.8	14.37	0.60	14.0
Azores (1 schools)	37	13.9	33	16.3	70	14.9	14.66	0.76	14.0
Total	267		203		470		14.33	0.58	14.0

Attitude toward Physics and Chemistry Questionnaire

The “ATPCQ” used in this study was developed by Neto et al. (2011) considering that the construct “Attitude toward the Physics-chemistry school subject” has a threefold structure based on the classical three components of attitudes: the cognitive, the affective, and the behavioral (Eagly and Chaiken, 1993). However, subsequent factorial analysis of the version for the 3rd cycle of basic education revealed a four-factor structure (e.g., Neto et al., 2011):

- **Positive emotions** (6 items) includes items related to the agreeable attitudes evoked by studying or attending Physics-chemistry classes.
- **Negative emotions** (6 items) contains items referring to adverse attitudes induced by this school subject.
- **Competence** (6 items) is made up of items associated attitudes on the ability to have good results or being skillful when solving problems or performing Physics-chemistry activities.
- **Utility** (4 items) refers to attitudes about the perceived utility of Physics-chemistry for daily life.

The Attitude toward Physics and Chemistry Questionnaire (ATPCQ) is composed of 22 items, with an answer scale of 4 point Likert type (1 = Strongly Disagree, 2 = Disagree, 3 = Agree, 4 = Strongly Agree).

The questionnaires were applied once in begging of the school year in a single 15-min session.

The results from different schools were statistically standardized (t-score standardization).

Academic Achievement

Academic achievement was assessed directly from the students' school grades at the end of each school term. These data, ranging from 1 to 5, were provided by the schools.

The school grades were chosen to assess achievement due to the lack of national tests on this subject and also because these classifications can be directly related to the students' academic success (Lemos et al., 2008). According to Roth et al. (2015) school grades are a good measure of school achievement since they include information on scholastic performance over a wide period of time, and based on different sources such as participation in classes or written examinations. In this way they are less prone to error than specific school

achievement tests, more subject to temporary mental states and the individual abilities of the examinees (e.g., written versus verbal performance).

Procedure/Ethics Approval

The surveys, both the RTB and the ATPCQ, were applied collectively in the classroom context, during class time in the presence of the researchers and the class teachers. Each student received a set of documents with a code number including a biographic form, a written informed consent form and the answer sheets for RTB and ATPCQ. Both questionnaires were applied in a single 60–75 min session beginning with RTB.

The participation was volunteer and anonymous. Written informed consent from the parents, authorization from the schools' directors and authorization from National Committee for the Protection of Data and from Committee for Monitoring Surveys in Schools from the Ministry of Education were obtained before the data collection. All data are confidential and anonymous.

Data Normalization

The raw data collected for all variables was submitted to a linear normalization procedure and transformed into t-scores, to allow easier comparison and eliminate some ambiguity resulting from differences between the various schools. T-score normalized scores express individual values distance to average in terms of the standard deviation of the distribution. The numerical relations among the normalized scores are exactly same as the raw values, and all the features of the original distribution remain in the distribution of normalized scores (Cohen et al., 2003). The conversion is calculated through the formula $T = 50 + \frac{10(X - \bar{X})}{SD}$, where X is the raw value, \bar{X} is the mean value and SD is the standard deviation. T-score normalization was originally proposed by W.A. McCall (1922 in Anastasi et al., 2000) and converts the raw data distribution into one with average = 50 and standard deviation = 10. To ensure the correctness of the procedure the mean and standard deviation of each variable were assessed after normalization.

Data Analysis

Using the normalized data, the existence of statistically significant correlations between the five RTB tests, the four dimensions of ATPCQ and the school grades in the 1st school term was

assessed by determining the Pearson Correlation Coefficient (r). The strength of the correlations was classified according to the criteria proposed by Cohen (1988) in which a Pearson correlation value of 0.10–0.29 is small, 0.30–0.49 is medium, and 0.50–1.00 is high. Stepwise multiple linear regressions were then performed to establish a multivariate model of the predictive power of the cognitive and attitudinal data collected on the Physics-chemistry school grades. Standardized versions of the regressions' B coefficients (β -values) were determined since they provide a measure of the unique explanatory power of the independent variables relative to one another.

This analytical procedure was repeated with the 2nd and 3rd term school grades to determine the stability of both the correlations and the predictive model throughout the year.

For all the multiple linear regressions, independence of residuals was verified by a Durbin–Watson statistic between 1 and 2. Homoscedasticity was verified by visual inspection of plots of studentized residuals versus unstandardized predicted values for each school term. The absence of multicollinearity, as assessed by tolerance values greater than 0.2. The existence of occurring outliers, high leverage points or highly influential points were tested and the occurring studentized deleted residuals greater than ± 3 standard deviations, leverage values greater than 0.2, and values for Cook's distance above 1, were eliminated and the regressions were re-calculated. The assumption of normality was as assessed by inspection of Q-Q plots for each school term.

All the statistical procedures and tests were conducted using the IBM SPSS Statistics 22 software package.

RESULTS

The correlation analysis between the five RTB tests and Physics-chemistry grades in the 1st school term showed that all the RTB test results were positively and statistically correlated with achievement in Physics-chemistry (Table 2). Verbal and numerical reasoning presented the higher correlations ($r = 0.36$ and $r = 0.33$, respectively), though moderate according with Cohen (1988) classification, followed by spatial and abstract reasoning ($r = 0.28$ and $r = 0.25$, respectively) and mechanical reasoning ($r = 0.17$), weak according to Cohen (1988) classification.

The correlation coefficients between the ATPCQ dimensions and the Physics-chemistry grades in the 1st school term were positive and statistically significant for competence, utility and positive emotions and statistically significant but negative for negative emotions. According with Cohen (1988) classification, the correlations with school grades were moderate for both competence and negative emotions ($r = 0.48$ and $r = -0.32$, respectively) and weak for utility ($r = 0.18$) and positive emotions ($r = 0.11$) (Table 3).

The data assumptions for conducting multiple linear regression were tested as described in the “Materials and Methods” section. Independence of residuals was verified by a Durbin–Watson statistic of 1.88. Data showed homoscedasticity and there were no evidences of multicollinearity. The occurring outliers, high leverage points or highly influential points were eliminated and the regression was re-calculated. The residuals' normal distribution was verified by inspection of Q-Q plot.

The multiple linear regression model obtained for the 1st term explained 46% of the variance in the Physic-chemistry grades. The competence ($\beta = 0.38$) and negative emotions ($\beta = -0.28$) dimensions of the attitudes toward Physics-chemistry and verbal reasoning ($\beta = 0.24$) were the three largest single significant predictors, with β -value for the negative emotions being negative as expected. The numeric components of reasoning and the utility dimension of attitudes were the other two other variables occurring as significant predictors although with β -values lower than 0.18 (Table 4).

Considering now the analysis conducted for the 2nd and 3rd school terms, the correlations between each of the five RTB tests and Physics-chemistry grades in both school terms were always positive and statistically significant, with similar values to those found in the 1st term. The order of relevance was also always the same with verbal reasoning presenting the higher correlation values followed by numerical, spatial, abstract, and mechanical reasoning. Although varying very little, all the RTB tests, exhibited the same pattern of variation increasing from the 1st to the 2nd terms and decreasing again in the 3rd (Table 2).

Correlation coefficients between ATPCQ dimensions and Physics-chemistry grades in the 2nd and 3rd school terms are shown in Table 3. The correlation values were always positive and

TABLE 2 | Correlation coefficients between Reasoning Test Battery (RTB) tests and Physics and Chemistry grades.

		RTB NR	RTB VR	RTB SR	RTB AR	RTB MR
1st term	Pearson correlation	0.333**	0.359**	0.285**	0.251**	0.173**
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	N	466	469	469	469	469
2nd term	Pearson correlation	0.368**	0.368**	0.301**	0.303**	0.206**
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	N	467	470	470	470	470
3rd term	Pearson correlation	0.307**	0.350**	0.276**	0.241**	0.173**
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001
	N	451	454	454	454	454

**Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

TABLE 3 | Correlation coefficients between ATPQC dimensions and Physics-chemistry grades.

		Positive emotions	Negative emotions	Competence	Utility
1st term	Pearson correlation	0.106*	-0.323**	0.476**	0.176**
	Sig. (2-tailed)	0.030	0.000	0.000	0.000
	N	420	420	420	420
2nd term	Pearson correlation	0.085	-0.350**	0.466*	0.142**
	Sig. (2-tailed)	0.082	0.000	0.000	0.003
	N	421	421	421	421
3rd term	Pearson correlation	0.137*	-0.353**	0.453**	0.180**
	Sig. (2-tailed)	0.006	0.000	0.000	0.000
	N	407	407	407	407

*Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed). **Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

TABLE 4 | Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATPC and Physics and Chemistry 1st term grades.

	B	Std. Error	β	t	Sig.
Intercept	17.222	3.759		4.582	0.000
Competence	0.374	0.038	0.377	9.888	0.000
Negative emotions	0.245	0.040	0.239	6.184	0.000
RTB – Verbal	-0.275	0.036	-0.275	-7.535	0.000
RTB – Numeric	0.171	0.039	0.174	4.382	0.000
Utility	0.144	0.036	0.145	4.008	0.000

$r^2 = 0.481$; *Adjst. r*² = 0.461; $F(5,410) = 71.64$; $p < 0.001$.

statistically significant for competence and utility, and statistically significant but negative for negative emotions. For the positive emotions dimension, correlations were always positive but were only statistically significant in the 3rd term. The *r*-values and the relative order of importance of the four ATPCQ dimensions correlations with school grades in the 2nd and 3rd terms were similar to the ones observed in the 1st term and, in the same way as RTB tests correlations, the variation between the three school terms were very small for each of the four ATPCQ dimensions (Table 3).

The data assumptions for performing the multiple linear regressions for the 2nd and 3rd terms were tested in the same way as for the 1st semester with the Durbin–Watson statistic being 1.81 and 1.13, respectively. Data showed homoscedasticity, there were no evidences of multicollinearity and the occurring outliers, high leverage points or highly influential points were eliminated and the regressions were re-calculated. The residuals' normal distribution was verified by inspection of Q-Q plot.

The amount of explained variance was 49 and 41%, respectively, in the 2nd and 3rd terms. The five most relevant statistically significant predictors occurring in both terms were the same as in the 1st term with β-values also very similar to those found for the 1st term (Tables 5, 6). In this way, the competence dimension of attitudes continued to be the most important predictor (β = 0.34 in both terms) followed by the negative emotions dimension of attitudes (β = -0.27 in both terms) and by verbal reasoning (β = 0.23 and 0.21 in 2nd and

TABLE 5 | Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATPC and Physics and Chemistry 2nd term grades.

	B	Std. Error	β	t	Sig.
Intercept	16.222	4.073		3.983	0.000
Competence	0.346	0.038	0.344	9.013	0.000
Negative emotions	-0.272	0.038	-0.269	-7.230	0.000
RTB – Verbal	0.236	0.040	0.227	5.819	0.000
RTB – Numeric	0.180	0.041	0.180	4.387	0.000
Utility	0.092	0.037	0.091	2.510	0.012
RTB – Abstract	0.095	0.042	0.092	2.300	0.022

$r^2 = 0.500$; *Adjst. r*² = 0.492; $F(6,407) = 67.73$; $p < 0.001$.

TABLE 6 | Summary of stepwise multiple regression analysis between RTB and ATPC and Physics and Chemistry 3rd term grades.

	B	Std. Error	β	t	Sig.
Intercept	16.779	4.515		3.716	0.000
Competence	0.347	0.041	0.342	8.483	0.000
Negative emotions	-0.279	0.040	-0.271	-6.990	0.000
RTB – Verbal	0.221	0.043	0.214	5.171	0.000
Utility	0.139	0.040	0.135	3.507	0.001
RTB – Numeric	0.143	0.042	0.142	3.374	0.001
Positive emotions	0.093	0.039	0.092	2.406	0.017

$r^2 = 0.419$; *Adjst. r*² = 0.410; $F(6,397) = 47.62$; $p < 0.001$.

3rd term, respectively). Numerical reasoning and utility were the two other significant predictors in both terms with β-values lower than 0.18. The abstract component of reasoning and the positive emotions dimension of attitudes occurred as statistically significant predictors in the 2nd and 3rd terms, respectively, but in both cases with a very low β-value of 0.092.

As a summary, our results show that the correlation pattern between both the cognitive and attitudinal variables studied and the Physic-chemistry school grades was very similar in all three school terms, with very small changes in the correlation values of all the variables and with the same order of importance occurring in each of the three school terms. The same happened with the predictive models obtained from the multiple linear regressions, where similar amounts of explained variance and the same five principal predictors emerged for the three school terms.

The presence of the positive emotions and the abstract reasoning as significant predictors only in one school term and with relatively weak values, and the fact that two components reasoning (spatial and mechanical) never occurred as significant predictors, were unexpected and deserve a special reference.

DISCUSSION AND CONCLUSION

The purpose of this study was assessing the contribution of reasoning abilities and attitudes toward the Physics-chemistry discipline on predicting student's achievement using a multivariate approach, and the analysis of our results indicates that both affective and cognitive variables are relevant predictors of school performance in that school subject. In fact, both the

results of the correlation analysis, with statistically significant values occurring for all variables, and the results of the multiple regressions, with the presence of affective and cognitive variables as predictors in the models for all the three school terms, confirm the initial assertion that that school achievement is best predicted when using a multivariate approach including both cognitive and affective variables.

These results are in agreement with others [e.g., Byrnes and Miller (2007) and Lawrenz et al. (2009)] published on this subject both for school science in general and for specific school subjects in particular. Byrnes and Miller (2007) analyzed science achievement in a large sample of 10th to 12th grade North American students using a new framework that stresses the importance of examining a large number of factors in the same study. The variables present in the predictive model include socio-economic status, previous science achievement or “feeling efficacious about graduating high school.” Lawrenz et al. (2009) investigated the variables affecting the physics achievement of 3000 U.S. students, half of which from the 9th grade. The study included different student and teacher/classroom level variables and the final models included, at the student level, variables such as previous knowledge, gender, ethnicity and students’ attitude.

A relevant outcome of our study is the stability of the results throughout the three school terms since it reinforces the confidence in the model obtained as hypothesized initially. In fact, the correlation values found for each reasoning ability and each attitudinal dimension, are similar in all school terms, both concerning the absolute value and the relative order of importance. A parallel situation occurred with the results of the multiple linear regressions, where the significant predictors and their relative order of importance were, in general, the same in each of the three school terms.

Although the study design, with only one data collection for the reasoning abilities and the student’s attitudes, doesn’t allow drawing conclusions about the variation throughout the academic year, the constancy in the results, can also be indicative of the immutability in the student’s school grades over the course of the school year. This may be a matter of concern since it might indicate the school’s incapacity to improve the student’s results and should, therefore, be addressed in future studies.

Considering now in more detail the results of the different analysis conducted, our results show that correlations between the various reasoning abilities assessed by the five RTB tests and Physics-chemistry grades were always statistically significant with values ranging 0.37–0.17. This range of values is somewhat lower than others reported in the literature where 0.5 is considered the average value (Deary et al., 2007; Lemos et al., 2010; Roth et al., 2015), but are comparable to the results reported for 9th grade Portuguese students by Soares et al. (2015) in a study using the same battery of reasoning tests and the science school grades, where the correlations varied between 0.22 and 0.46.

Regarding each of the different reasoning tests, verbal and numeric reasoning always showed the higher correlations with school grades, which is in line with other studies conducted in Portugal using the same tests (Lemos et al., 2010; Soares et al., 2015). The nature of the abilities assessed by these two

tests – language knowledge and basic mathematical skill, and their close relation with school learnings, is suggested by the authors as a possible reason for the relative higher importance of these two tests. Roth et al. (2015) found a similar result in their meta-analysis with the verbal reasoning tests presenting the higher correlations with school grades, and offer a closely related explanation when they stress the importance of verbal abilities for the successful participation in class activities and in written examinations, which in turn are fundamental in establishing school grades.

The comparatively lower correlations for spatial, abstract and particularly for mechanical reasoning may be somewhat unexpected, considering the nature of the school subject studied – Physics-chemistry, but are similar to the results found in other studies using this battery of tests (Lemos et al., 2010; Soares et al., 2015). Our results are also in accordance with several others presented by Hegarty (2014) who reviewed the published work on this topic. In her review, Hegarty (2014) refers various studies presenting significant correlations, with values comparable to ours, between achievement in physics and chemistry school subjects and spatial reasoning abilities.

The correlations between the four ATPCQ dimensions and the Physics-chemistry grades were also all statistically significant except for the positive emotions dimension in the 2nd term. As stated earlier, the values for each dimension were similar in all the three school terms and were moderate and positive for competence ($0.45 < r < 0.48$), moderate and negative for negative emotions ($-0.32 < r < -0.35$), and positive and weak in the cases of utility ($0.14 < r < 0.18$) and positive emotions ($0.09 < r < 0.14$). These results are in agreement with previous studies, referring the existence of statistically significant correlations between the attitudes toward the school disciplines of physics and chemistry and achievement. Kingir and Aydemir (2012) in a study with 81, 11th grade Turkish students found a correlation of 0.52 between attitude toward chemistry and school grades. Salta and Tzougraki (2004) examining a sample of 567 11th grade Greek students and also report moderate to low correlations ($0.24 < r < 0.41$ for the different subscales) between attitude toward chemistry and achievement. The differences between their subscales and the ones found in our questionnaire hinder direct comparisons, however, their “importance” subscale ($r = 0.24$) may be comparable to our “utility” dimension and both present similar correlation values. Analyzing the correlations between students’ attitudes toward physics measured through various attitudinal scales Awodun et al. (2014), in their study with senior secondary Nigerian students, obtained a significant correlation of 0.48 and Vahedi and Yari (2014) reported a 0.27 correlation for Iranian high-school students. Veloo et al. (2015) found significant correlations of 0.24 and 0.19 for the “Interest toward Physics” and “Attitude toward difficulty in Physics” subscales, respectively, but didn’t obtain a significant correlation for “Attitude toward the importance of Physics” subscale. Chang and Cheng (2008) also reported a moderate correlation between achievement in physics ($r = 0.33$) and chemistry ($r = 0.32$) and a measure of self-confidence and interest in science for a sample of 11th grade Taiwanese students. Baran and Maskan (2011) in a study with 396 high-school Turkish students on the relationship

between science self-concept and achievement on physics found a significant correlation ($r = 0.169$) between the subscale “interest in science” and physics grades.

To conclude the analysis of the correlations between the four ATPCQ dimensions and the Physics-chemistry grades, we would like to draw attention to the fact that the dimensions “positive emotions” and “utility” have very low correlation values, always less than half of those observed for the other two attitudinal dimensions. This results, although not unexpected [e.g., Cheung (2009) for Hong Kong or Can and Boz (2012) for Turkey], are worth mention because they lead us to question the efficacy of school educational intervention both in promoting positive attitudes toward science and in guaranteeing that students understand the usefulness and applicability of what is taught.

In what concerns the stepwise multiple linear regressions performed to assess the predictive power of the cognitive and attitudinal variables studied on the Physics-chemistry achievement our models explain 41–49% of the variance in school grades. The majority of comparable studies found in the bibliographic research report, values of explained variance lower than ours, normally around or below 20%. Acar et al. (2015) using a sample of 8th grade Turkish students and multiple regression methods, obtained a model explaining 19% of the variance on the scores of a conceptual knowledge test with topics of physics. Prior knowledge, scientific reasoning and utility value of science were the significant predictors. Also in Turkey and also using multiple regressions, Kan and Akbaş (2006) found that 10 % of total variance in the achievement score of chemistry could be explained by the attitudes of students’ toward the chemistry course and that an additional 2% variance was explained by including students’ self-efficacy in the model. Lawrenz et al. (2009) using hierarchical linear modeling on a sample of 9th grade North American students, obtained a model explaining 19% of the variance in a physics achievement test. Attitude toward physics, prior knowledge, and mathematics achievement were the most important predictors included in the model. In addition, Awodun et al. (2014) using multiple regression, report a final model that explains 81% of physics achievement variance of senior Nigerian high-school students, with attitude to physics, study habits and interest in physics as the three most relevant predictors.

REFERENCES

- Acar, Ö., Türkmen, L., and Bilgin, A. (2015). Examination of gender differences on cognitive and motivational factors that influence 8th graders’ science achievement in turkey. *Eur. J. Math. Sci. Technol. Educ.* 11, 1027–1040. doi: 10.12973/eurasia.2015.1372a
- Almeida, L. S., and Primi, R. (1996). *Bateria de Provas de Raciocínio (BPR 5)*. Braga: Instituto de Educação e Psicologia.
- Almeida, L. S., and Lemos, G. (2006). *Bateria de Provas de Raciocínio: Manual Técnico*. Braga: Centro de Investigação em Psicologia.
- Anastasi, A., Urbina, S., and Veronese, M. A. V. (2000). *Testagem psicológica*. Porto Alegre: Artmed Editora.
- Atasoy, Ş., Ergin, S., and Şen, A. I. (2014). The effects of peer instruction method on attitudes of 9th grade students towards physics course. *Eur. J. Phys. Chem. Educ.* 6, 88–98. doi: 10.12973/ejpce.2014.00072a

The results of our study confirm the relevance of using multivariate approaches when assessing students’ achievement and point the way for future research. The small number of variables used might be considered as a limitation of this work but simultaneously reveal the direction for future studies. We intend to expand our analysis with other potentially relevant variables such as previous knowledge or school-related variables like teaching methods or classroom environment. Another limitation of this study is the data collection design. Future research could include two moments of data collection for attitudes and cognitive abilities one in the beginning and other at the end of the academic year, which will allow a more thorough assessment of the effect of school educational intervention in these areas.

AUTHOR CONTRIBUTIONS

Conceptualization: PV, AC, and AN; Methodology: PV, AC, and MM; Formal analysis: AN; Investigation: MF and MM; Writing-review and editing: PV and AC; Supervision: AN.

FUNDING

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or non-profit sectors. The articles’ publication was supported by the Project “Academic Performance and Development: a longitudinal study on the effects of school transitions in Portuguese student” with public funding from Fundação para a Ciência e Tecnologia (FCT) (PTDC/CPE-CED/104884/2008) and University of Évora, a source with no involvement in study design, data collection, analysis, data interpretation, or report writing and neither in publication submission decisions. The first author completed this work with the support of the FCT (SFRH/BD/90575/2012).

ACKNOWLEDGMENT

Portions of the present findings were obtained by PV (2016) as a part of his Ph.D. thesis.

- Awodun, A. O., Oni, S. A., and Aladejana, A. L. (2014). Students’ variables as predictor of secondary school students’ performance in physics. *Int. J. Sci. Res.* 4, 541–545.
- Baran, M., and Maskan, A. K. (2011). A study of relationships between academic self concepts, some selected variables and physics course achievement. *Int. J. Educ.* 3, doi: 10.5296/ije.v3i1.586
- Bennett, J. (2001). The development and use of an instrument to assess students’ attitude to the study of chemistry. *Int. J. Sci. Educ.* 23, 833–845. doi: 10.1080/09500690010006554
- Byrnes, J. P., and Miller, D. C. (2007). The relative importance of predictors of math and science achievement: an opportunity–propensity analysis. *Contemp. Educ. Psychol.* 32, 599–629. doi: 10.1016/j.cedpsych.2006.09.002
- Can, H. B., and Boz, Y. (2012). A cross-age study on high school students attitudes toward chemistry. *Int. J. New Trends Educ. Implic.* 3, 82–89.

- Candeias, A., Rosário, A., Almeida, L., and Guisande, M. (2007). Bateria de provas de raciocínio diferencial: suporte à sua utilização em orientação vocacional. *Rev. Port. Pedagog.* 41, 143–156.
- Chang, C.-Y., and Cheng, W.-Y. (2008). Science achievement and students' self-confidence and interest in science: a taiwanese representative sample study. *Int. J. Sci. Educ.* 30, 1183–1200. doi: 10.1080/09500690701435384
- Cheung, D. (2009). Students' attitudes toward chemistry lessons: the interaction effect between grade level and gender. *Res. Sci. Educ.* 39, 75–91. doi: 10.1007/s11165-007-9075-4
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, NJ: L. Erlbaum Associates.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., and Aiken, L. S. (2003). *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. 3rd Edn. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Deary, I. J., Strand, S., Smith, P., and Fernandes, C. (2007). Intelligence and educational achievement. *Intelligence* 35, 13–21. doi: 10.1016/j.intell.2006.02.001
- Eagly, A. H., and Chaiken, S. (1993). "Process theories of attitude formation and change: the elaboration likelihood and heuristic-systematic models," in *The Psychology of Attitudes*, eds A. H. Eagly and S. Chaiken (Fort Worth, TX: Harcourt Brace Jovanovich College Publishers), 305–349.
- Efkliades, A. (2009). The role of metacognitive experiences in the learning process. *Psicothema* 21, 76–82.
- Efkliades, A. (2011). Interactions of metacognition with motivation and affect in self-regulated learning: the masrl model. *Educ. Psychol.* 46, 6–25. doi: 10.1080/00461520.2011.538645
- Hegarty, M. (2014). Spatial thinking in undergraduate science education. *Spat. Cogn. Comput.* 14, 142–167. doi: 10.1080/13875868.2014.889696
- Kahveci, A. (2015). Assessing high school students' attitudes toward chemistry with a shortened semantic differential. *Chem. Educ. Res. Pract.* 16, 283–292. doi: 10.1039/C4RP00186A
- Kan, A., and Akbaş, A. (2006). Affective factors that influence chemistry achievement (attitude and self efficacy) and the power of these factors to predict chemistry achievement-I. *J. Turk. Sci. Educ.* 3, 76–85.
- Kind, P., Jones, K., and Barmby, P. (2007). Developing attitudes towards science measures. *Int. J. Sci. Educ.* 29, 871–893. doi: 10.1080/09500690600909091
- Kingir, S., and Aydemir, N. (2012). An investigation of the relationships among 11th grade students' attitudes toward chemistry, metacognition and chemistry achievement. *Gazi Univ. J. Gazi Educ. Faculty* 32, 823–842. doi: 10.17152/gefd.48837
- Lawrenz, F., Wood, N. B., Kirchhoff, A., Kim, N. K., and Eisenkraft, A. (2009). Variables affecting physics achievement. *J. Res. Sci. Teach.* 46, 961–976. doi: 10.1002/tea.20292
- Lemos, G., Almeida, L. S., Guisande, M. A., and Primi, R. (2008). Inteligência e rendimento escolar: análise da sua relação ao longo da escolaridade. *Rev. Port. Educ.* 21, 83–99.
- Lemos, G. C., Almeida, L. S., Guisande, M. A., Barca, A., Primi, R., Martinho, G., and Fortes, I. (2010). Inteligência e rendimento escolar: contingências de um relacionamento menos óbvio no final da adolescência. *Rev. Galego-Port. Psicol. Educ.* 18, 163–167.
- Longobardi, C., Prino, L. E., Marengo, D., and Settanni, M. (2016). Student-teacher relationships as a protective factor for school adjustment during the transition from middle to high school. *Front. Psychol.* 7:1988. doi: 10.3389/fpsyg.2016.01988
- Meuris, G. (1969). *Tests de Raisonnement Différentiel*. Bruxelles: Editest.
- Neto, A., Candeias, A., Pomar, C., Costa, P., Oliveira, M., Silva, S., et al. (2011). "Questionários de atitudes face à língua portuguesa (QAFLP), matemática (QAFM), ciências da natureza (QAFCDn), ciências naturais (QAFCN) e ciências físico-químicas (qaqfcq) em alunos portugueses do ensino básico: estudo psicométrico," in *Proceedings of the XI Congresso Internacional Galego-Português de Psicopedagogia* (Coruña: Universidade da Coruña).
- Nieswandt, M. (2005). "Attitudes toward science: a review of the field," in *Beyond Cartesian Dualism*, eds W. W. Cobern, K. Tobin, H. Brown-Acquay, M. Espinet, G. Irzik, O. Jegede, et al. (Dordrecht: Springer), 41–52. doi: 10.1007/1-4020-3808-9_4
- Nieswandt, M. (2007). Student affect and conceptual understanding in learning chemistry. *J. Res. Sci. Teach.* 44, 908–937. doi: 10.1002/tea.20169
- Osborne, J., Simon, S., and Collins, S. (2003). Attitudes towards science: a review of the literature and its implications. *Int. J. Sci. Educ.* 25, 1049–1079. doi: 10.1080/0950069032000032199
- Ozel, M., Caglak, S., and Erdogan, M. (2013). Are affective factors a good predictor of science achievement? Examining the role of affective factors based on PISA 2006. *Learn. Ind. Diff.* 24, 73–82. doi: 10.1016/j.lindif.2012.09.006
- Prino, L. E., Pasta, T., Gastaldi, F., and Longobardi, C. (2016). The effect of autism spectrum disorders, down syndrome, specific learning disorders and hyperactivity and attention deficits on the student-teacher relationship. *Electron. J. Res. Educ. Psychol.* 14, 89–106. doi: 10.14204/ejrep.38.15043
- Rindermann, H. (2007). The big g-factor of national cognitive ability. *Eur. J. Pers.* 21, 767–787. doi: 10.1002/per.658
- Roth, B., Becker, N., Romeyke, S., Schäfer, S., Domnick, F., and Spinath, F. M. (2015). Intelligence and school grades: a meta-analysis. *Intelligence* 53, 118–137. doi: 10.1016/j.intell.2015.09.002
- Salta, K., and Tzougraki, C. (2004). Attitudes toward chemistry among 11th grade students in high schools in Greece. *Sci. Educ.* 88, 535–547. doi: 10.1002/sce.10134
- Soares, D. L., Lemos, G. C., Primi, R., and Almeida, L. S. (2015). The relationship between intelligence and academic achievement throughout middle school: the role of students' prior academic performance. *Learn. Ind. Diff.* 41, 73–78. doi: 10.1016/j.lindif.2015.02.005
- Sternberg, R. J., Grigorenko, E., and Bundy, D. A. (2001). The predictive value of IQ. *Merrill-Palmer Q.* 47, 1–41. doi: 10.1353/mpq.2001.0005
- Tytler, R. (2014). "Attitudes, identity, and aspirations toward science," in *Handbook of Research in Science Education*, eds N. G. Lederman and S. K. Abell (New York, NY: Routledge), 82–103.
- Tytler, R., and Osborne, J. (2012). "Student attitudes and aspirations towards science," in *Second International Handbook of Science Education*, eds B. J. Fraser, K. Tobin, and C. J. McRobbie (Dordrecht: Springer), 597–625. doi: 10.1007/978-1-4020-9041-7_41
- Vahedi, S., and Yari, M. (2014). Role of cognitive and emotional factors on educational achievement among high school students in physics. *Eur. Online J. Nat. Soc. Sci.* 3, 572–579.
- Veloo, A., Nor, R., and Khalid, R. (2015). Attitude towards physics and additional mathematics achievement towards physics achievement. *Int. Educ. Stud.* 8, 35–43. doi: 10.5539/ies.v8n3p35
- Watkins, M. W., Lei, P.-W., and Canivez, G. L. (2007). Psychometric intelligence and achievement: a cross-lagged panel analysis. *Intelligence* 35, 59–68. doi: 10.1016/j.intell.2006.04.005

Conflict of Interest Statement: The authors declare that the research was conducted in the absence of any commercial or financial relationships that could be construed as a potential conflict of interest.

Copyright © 2017 Vília, Candeias, Neto, Franco and Melo. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (CC BY). The use, distribution or reproduction in other forums is permitted, provided the original author(s) or licensor are credited and that the original publication in this journal is cited, in accordance with accepted academic practice. No use, distribution or reproduction is permitted which does not comply with these terms.

4.3. Artigo 4

No quarto artigo “*Attitude towards the discipline of Physics-chemistry and school achievement: revisiting factor structure to assess gender differences in Portuguese high-school students*” publicado no *International Journal of Science Education* (DOI:10.1080/09500693.2019.1706012). As metodologias utilizadas foram técnicas de Modelos de Equações Estruturais, nomeadamente Análise Fatorial Confirmatória Multigrupos e análise de regressão linear múltipla, para continuar a analisar a capacidade preditiva das várias dimensões das atitudes face à disciplina de Físico-química de alunos do 9º ano de escolaridade. Estas técnicas permitiram estabelecer de forma estatisticamente robusta a estrutura fatorial das atitudes medidas e determinar que o modelo obtido era válido para ambos os sexos. Posteriormente esses dados foram utilizados para analisar as diferenças entre géneros tanto ao nível das atitudes como da contribuição dos diferentes fatores como preditores do rendimento tanto na amostra global como para cada um dos sexos.

Os resultados permitiram obter um modelo estrutural com quatro fatores (Competência, Prazer na aprendizagem, Ansiedade e Utilidade) para a escala de atitudes face à Físico-química com boas qualidades psicométricas e de fácil interpretação ao nível do conteúdo dos fatores, dando assim resposta ao objetivo específico “*Analisar a validade de construto das escalas de atitudes face à ciência em alunos do ensino básico (disciplina de Físico-química)*”.

Na tabela 3 apresentam-se os fatores e respetivos itens da escala de atitudes face à Físico-química.

Tabela 3*Fatores e itens da escala de atitudes face à Físico-química.*

Fator	Item
Ansiedade	A expressão “Ciências Físico-Químicas” provoca-me uma sensação desagradável
	Quando me aparece um problema de CFQ tenho vontade de desistir
	O meu interesse pela disciplina de CFQ vai diminuindo ao longo do tempo de escola
	Seria bom deixar de estudar CFQ
	Resolver problemas de CFQ desanima-me
Competência	A disciplina de CFQ irrita-me
	Compreendo facilmente o que é explicado em CFQ
	Consigo ter bons resultados a CFQ sem dificuldade
	Para mim é fácil ser bom/a aluno/a a CFQ
	Tenho boas notas a CFQ facilmente
Prazer na aprendizagem	Para mim é fácil resolver problemas de CFQ
	Realizo as atividades de CFQ com facilidade
	Divirto-me a estudar CFQ
	Nos dias em que há CFQ tenho mais vontade de ir à Escola
	Estudar CFQ dá-me alegria
Utilidade	Ir para as aulas de CFQ é agradável
	Gosto de estudar CFQ
	Estudar CFQ tranquiliza-me
	As CFQ são importantes para a minha vida
Utilidade	Sinto que resolver as atividades de CFQ é útil para a vida
	Penso que as CFQ são úteis no dia-a-dia
	Estudar CFQ dá-me competência

Nota: CFQ - Ciências Físico-químicas.

Foi também possível contribuir para “*Avaliar a existência de diferenças de gênero nas atitudes dos alunos do ensino básico face às disciplinas de Físico-química*”, uma vez que se conseguiu determinar a existência de diferenças significativas entre rapazes e raparigas nos fatores Competência, Prazer na aprendizagem, com as raparigas a apresentarem valores menos positivos que os rapazes em ambos os fatores.

Por fim, contribuindo para reforçar os resultados dos estudos anteriores para “*Caraterizar os efeitos preditores das atitudes dos alunos do ensino básico relativamente às disciplinas de Físico-química no rendimento escolar*”, os resultados das análises de regressão efetuados no âmbito deste estudo, mostraram que o fator Competência é o que possui mais capacidade preditiva das notas escolares, seguido dos fatores prazer na aprendizagem e ansiedade, ambos com efeitos negativos. O fator utilidade não apresentou efeitos estatisticamente significativos.



Attitude towards the discipline of physics-chemistry and school achievement: revisiting factor structure to assess gender differences in Portuguese high-school students

Paulo Vilia  and Adelinda A. Candeias 

School of Social Sciences and Centre for Educational Research and Psychology, University of Évora, Évora, Portugal

ABSTRACT

The importance of attitudes and other variables of the affective domain in education is acknowledged for a long time. In this study, we used an attitude questionnaire to survey 498 Portuguese 9th-grade students to determine the predictive ability of the attitudes towards the discipline of Physics-chemistry on school achievement. Possible gender differences were also investigated after establishing the measurement invariance of the factor structure. The survey instrument presented some issues regarding factor structure. After a new factor analysis using more robust statistical methods, a four-factor structure of attitudes towards Physics-chemistry – Competence to discipline, Pleasure in learning, Anxiety, and Utility – was established and used in this study. The means of the Competence and the Pleasure in learning factors were significantly higher in the boy's group while the factors Anxiety and Utility were not significantly different between genders. Competence was the most important achievement predictor, with significant positive effects, while the factors Anxiety and, surprisingly, Pleasure in learning presented significant negative impacts on the grades. The possible reasons and consequences for these results are discussed, and some suggestions are made about the importance of considering the relevance of affective variables on teaching and learning high-school Physical sciences.

ARTICLE HISTORY

Received 3 March 2019



Accepted 13 December 2019

KEYWORDS

Attitude towards the discipline of physics-chemistry; school achievement; gender differences; high-school

Introduction

The importance of science and technology in modern societies is continuously growing, with an increasing number of decisions both at global and at individual levels being based or requiring some level of scientific knowledge. Moreover, the massive amounts of information and the growing rate of change in society oblige everyone to 'think like a scientist', weighing evidence to come to conclusions and understanding that today's 'truth' may change over time as progress continues (Organisation for Economic Co-operation and Development [OECD], 2016). In this context, the school science disciplines play a very significant role providing the students both with the basis of scientific

CONTACT Paulo Vilia  pncrv@gmail.com  School of Social Sciences and Centre for Educational Research and Psychology, University of Évora, Évora, Portugal

© 2019 Informa UK Limited, trading as Taylor & Francis Group

knowledge and also with the understanding of the correct procedures and practices of science and its limitations (OECD, 2016; Tytler, 2014).

The importance of attitudes and other variables of the affective and motivational domain in education is acknowledged for a long time (e.g. Eccles et al., 1983 in Eccles & Wigfield, 2002). However, school and society in general, tend to assign cognitive abilities the dominant role when defining school curricula or when explaining and evaluating student's success or failure (Tytler & Osborne, 2012).

The research about students' attitudes toward science, demonstrated that attitudes play a vital role in their present and future engagement with science, and are relevant for the process of deciding whether or not to choose science as a future field of study or considering it as a future career (Mujtaba, Sheldrake, Reiss, & Simon, 2018; Osborne, Simon, & Collins, 2003; Reid, 2015; Tytler & Osborne, 2012). In the same direction, previous work from Eccles and Wigfield (2002) shows that student's achievement and achievement-related choices are determined by their expectation of success and subjective task values.

The number of previous studies regarding the attitudes towards school science in Portugal is scanty and with mixed results. Neto (1995) in his PhD thesis examined the degree of satisfaction of 10th-grade Portuguese students with the discipline of Physics during an experimental trial using problem-solving strategies and found a significant decrease in the control group exposed to traditional teaching and no improvements in the experimental groups. On the contrary, Fernandes (2007) working with a sample of 450 9th-grade students refers that they consider the discipline of Physics-chemistry interesting, accessible and related to the daily life, but without influence in the choice of their future career. This author also reports the existence of gender differences favouring the girls both in the attitudes and in achievement.

In Portugal, Physics-chemistry is one of two compulsory science disciplines (the other is Natural Sciences) students must attend in the last three years of the common branch education (7th to 9th-grades). In the 9th year, to which the data used in this study refers, chemistry concepts taught include the basis of atomic structure, chemical bonding or the Periodic Table, and physics covers themes like electricity, movement or forces (Fiolhais et al., 2013).

In this study, we analysed the contribution of student's attitudes towards the discipline of Physics-chemistry, as predictors of achievement in a sample of Portuguese 9th -grade students. We chose to focus on this discipline because the students regard it as the most challenging and less relevant for everyday life (Osborne et al., 2003; Wang, Chow, Degol, & Eccles, 2017). We also examined the differences between boys and girls regarding this school subject since it is known that there are significant gender differences in attitudes towards school science in particular in physics and chemistry with girls generally showing less positive attitudes (Wan & Lee, 2017).

Literature review

Research on student attitudes toward science has struggled with the problem of the precise definition of attitude (Tytler, 2014). In a review covering research from 2000 to 2012 on interest, motivation, and attitude towards science and technology at the K-12 level, Potvin and Hasni (2014) found that 71 out of 121 articles referring attitude as a central concept, did not specify a definition. Eagly and Chaiken (1998) proposed a simple and broad

definition that is widely accepted: ‘an attitude is a psychological tendency that is expressed by evaluating a particular entity with some degree of favour or disfavour’.

The questionnaire used in this study was initially developed in the framework of Eagly and Chaiken’s (1998) aforementioned definition of attitude and also the tripartite model of attitude structure (Rosenberg and Hovland, 1960 in Eagly & Chaiken, 1998). This model is the most classical and accepted one and, considers responses elicited by the attitude object to be formed by three components: cognition – the knowledge or beliefs about the attitude object, affect – the feelings about the attitude object, and behaviour- the tendency towards action about the attitude object. Each of these three components may be more or less positive or negative, which reinforce the evaluative nature of attitudes proposed by Eagly and Chaiken definition (Eagly & Chaiken, 1998; Reid, 2015).

The careful identification of the construct being studied is a critical stage when researching the students’ attitudes towards school science (Tytler, 2014) and, two issues must be clarified. The first is that attitudes towards a specific school science discipline and, attitudes towards science in general, are two different constructs with the former being more likely to be significant to student’s learning and to influence their decisions to continue to study sciences in post-compulsory levels (Tytler & Osborne, 2012). The second is that very often attitude towards school science is measured as a unitary construct, while in many countries, Portugal included, science is taught in three or four different subjects. Each subject represents a different attitude target and measure them in a unitary way may yield biased results (Can & Boz, 2012; Cheung, 2009). This research refers specifically to the attitudes towards a specific school discipline (Physics-chemistry) and not to attitudes towards science in general.

The relevance of attitudes and other related factors of the affective domain on students’ achievement on school-science subjects such as physics, chemistry or biology, has been studied for a long time (e.g. Gardner, 1974; Schibeci & Riley, 1986). Although not entirely consensual among the research community, most studies report that attitudes or some of its related subconstructs are significant predictors of school science achievement.

Akbas and Kan (2007) and Vahedi and Yari (2014) studying respectively chemistry and physics report adverse effects of anxiety in high-school students’ achievement. In the same study, these last authors also mention a positive relationship between positive attitudes towards physics and physics achievement. Other authors such as Ali and Awan (2013) also that found a positive association between attitudes towards science and the results in physics and chemistry of 10th-grade Indian students. Xu, Villafane, and Lewis (2013) similarly refer that attitudes towards chemistry are a significant predictor of first-year college students’ achievement.

Other more general models about the role of motivation, affect, and attitudes in academic achievement and student’s decisions are also important to understand students’ performance. A relevant framework proposed by Eccles et al. (1983 in Eccles & Wigfield, 2002) – expectancy-value theory – considers that achievement-related choices are determined by expectancies for success, and subjective task values. Expectancies refer to how confident a child is in his or her ability to succeed in an upcoming task whereas task values refer to how important, useful, or enjoyable the individual perceives the task (Eccles & Wigfield, 2002). These constructs, although not directly linked with the attitude concept, may help to understand the relation between the attitudes and its different sub-constructs, and students’ achievement.

Gender differences in attitude towards school science are also a question frequently studied for quite a long time (Wan & Lee, 2017). See, for example, the meta-analysis conducted by Steinkamp and Maehr (1984 in Cheung, 2009) referring data from 1965 to 1981, or another by Weinburgh (1995) using research published between 1970 and 1991. Despite this vast amount of data, research presented mixed results. Steinkamp and Maehr (1984 in Cheung, 2009) report that girls' attitudes towards chemistry were more positive than boys' and that the opposite occurs about physics; on the contrary, Weinburgh's (1995) meta-analysis concluded that the girl's attitudes were lower than the boys' in 81% of the studies reviewed.

This situation continues to occur in more recent works. Salta and Tzougraki (2004), studying Greek high-schoolers' attitudes towards school chemistry did not find gender differences except in the 'difficulty' sub-scale where girls were more negative than boys. Cheung (2009) and Can and Boz (2012) studying, respectively Hong Kong and Turkish secondary students' attitudes on the same school subject found that gender differences were grade related. Dhindsa and Chung (2003) found that gender differences in Bruneian students depended on the school type (single-sex or co-educational) and the attitude sub-construct considered. Seba, Ndunguru, and Mkoma (2013) working with high-school Tanzanian students report significant differences favouring boys' attitudes towards school physics and chemistry. Atasoy, Ergin, and Şen (2014) found similar results on two subconstructs of attitude towards physics (Expectations and Hesitations about physics course) after an experimental intervention using peer instruction method with 9th-grade Turkish students. Kousa, Kavonius, and Aksela (2018) also report that Finnish high-school girls show more negative attitudes than boys.

Method

Participants

The data for this study were collected as a part of a research project – 'Academic Performance and Development: a longitudinal study on the effects of school transitions in Portuguese student' (PTDC/CPE-CED/104884/2008), aimed at assessing the effects of numerous of variables on the achievement of Portuguese basic education students.

This study used data collected on the 9th-grade students attending the discipline of Physics-chemistry from twelve Portuguese schools, representing the three administrative, educational regions from the mainland: North (3 schools), Centre (3 schools) and South (4 schools) and the Azores (2 schools). The sample includes 498 students (284 girls – 57,0% and 214 boys – 43,0%), ages 14–16 (mean = 14.35 ± 0.60) representing approximately 0.5% of all 9th grade Portuguese students.

Procedure

This study was approved by the Scientific Committee of the University of Évora. Before data collection, informed consent from the parents, permission from the school's directors and authorisation from National Committee for the Protection of Data and Committee for Monitoring Surveys in Schools from the Ministry of Education were obtained. Students'

participation was voluntary and anonymous, and all data was kept confidential and anonymous.

The surveys were completed in a single 15-minute session during classroom time, in the presence of the class teacher and a member of the research team. After statistical treatment this data was used as a measure of the student's attitudes and utilised to determine the predictive ability of attitudes in the school grades on each of the three school terms.

Instruments

The Attitudes Towards Physics-Chemistry Questionnaire (ATPCQ) was developed within the framework of the previously mentioned project. The instrument comprised 26 items, each answered in a 4-category Likert-type response format, ranging from strongly agree (4 points) to strongly disagree (1 point). The negatively worded items were reversed scored.

The initial psychometric analysis (Neto et al., 2011) suggested the existence of five factors: pleasure, easiness and dislike in studying physics-chemistry, utility of physics-chemistry in everyday life, and a fifth factor with item loadings smaller than .60. In a second study, the authors proposed a three-dimensional structure with a motivational, an affective and a behavioural factor but concluded that further analyses were needed namely because the motivational factor seemed to include items referring utility and easiness in studying physics-chemistry (Neto, Candeias, Rebelo, Varelas, & Diniz, 2013). Considering the existing doubts about the factor structure of the questionnaire, we decided to use our data to reanalyse it before studying the predictive ability of attitudes on school achievement.

Data analysis

The data collected were analysed using the statistical software packages IBM- SPSS21 and Mplus7.11 (Muthén & Muthén, 2012).

To assess the factor structure of the questionnaire we used a traditional approach performing an Exploratory Factor Analysis (EFA) followed by Confirmatory Factor Analysis (CFA) to establish and verify the number factors and the pattern of item-factor relationships (Brown, 2015). The sample was randomly split in half using SPSS random split procedure ($n_1 = 245$, $n_2 = 253$), and each subsample was used for one of the analyses (n_1 – EFA and n_2 – CFA).

Given that the previous results published for this questionnaire pointed to a five-factor (Neto et al., 2011) or a three-factor structure (Neto et al., 2013), we decided to compare EFA models with two to five factors to determine the optimal number of factors. According to Asparouhov and Muthén (2009), the selection of the optimal number of factors can be made using model fit information, although χ^2 difference tests have been shown to present a tendency for extracting too many factors.

Both EFA and CFA were performed using Mplus 7.11 with robust weighted least squares estimator (WLSMV), currently considered the most accurate estimator for EFA and CFA modelling with categorical data (Brown, 2015).

In EFA, we used Geomin rotation, which was developed as a compromise between seeking simple pattern loading structure and attempting that variables load primarily on a single factor, provided that an interpretable solution exists (Sass & Schmitt, 2010).

The selection of the rotation criterion is critical when conducting EFA as it gives vital information about the factor structure complexity and the inter-factor correlations which are essential, especially in test construction and validation (Sass & Schmitt, 2010).

The global adjustment quality of the various models tested was assessed using the indices: χ^2 , Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), Comparative fit index (CFI) and Tucker-Lewis index (TLI) and their respective reference values (Brown, 2015; Marôco, 2014). The local adjustment quality was evaluated by the factor loading and the individual reliability of the items. When necessary, the model adjustment was improved using the modification indices suggested by Mplus and on the basis of theoretical knowledge. The Composite Reliability (CR) and the Average Variance Extracted (AVE) for each factor were determined as described by Fornell and Larcker (1981).

To investigate possible differences between the attitudes of boys and girls towards the discipline of Physics-chemistry as defined in the objectives of the present study, we tested the measurement invariance of ATPCQ across gender. Drawing valid statistical conclusions from comparisons between mean-level differences in multiple groups require that measurement invariance is established, once the nature and magnitude of relationships between items and the latent constructs may differ across groups, preventing their scores from being interpreted in the same way (Bowen & Masa, 2015; Sass, 2011).

Testing measurement invariance usually follows a hierarchal sequence comparing a series of nested models, each with more equality constraints across groups than the previous (Bowen & Masa, 2015). The invariance test begins with the assessment of *Configural invariance* (equivalence of the model structures), followed by the evaluation of *Metric invariance* (equivalence of factor loadings) and finishes with the test of *Scalar invariance* (equivalence of indicator thresholds). If factor loadings and item thresholds are invariant over groups, then changes in the latent factor means can be compared (Marsh et al., 2010). The methodology followed to test the invariance is explained in more detail in Appendix A.

After determining the factor structure of attitudes towards the discipline of Physics-chemistry as measured by the ATPCQ, the predictive ability of the different attitudinal dimensions on the student's school achievement was investigated by regressing the school grades on each school term on each of the attitudinal factors. This analysis was conducted both for the entire sample and for boys and girls separately, after establishing the measurement invariance between boys and girls.

Results

The model fit information of the various EFA models tested (two to five factors), presented in Table 1 shows that the approximate fit indices (RMSEA, CFI, and TLI), improved with the increasing number of factors, reaching acceptable values for solutions including four and five factors. The fact that the χ^2 test of exact fit rejected the null hypothesis of exact fit to the data in all the models tested is not surprising considering that this test is very sensitive to sample size, routinely rejecting models even when the differences to the sample data are negligible (Brown, 2015).

The analysis of the factor structure is an important step when deciding the number of factors to be considered in a measurement instrument (Brown, 2015). The factor structure of the four and five factors EFA solutions is similar; however, the fifth factor is an 'empty

Table 1. Goodness-of-fit statistics for the EFA models tested to determine the number of factors.

	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	Prob. RMSEA \leq .05	$\Delta\chi^2$ (df)	Δ CFI	Δ TLI	Δ RMSEA
M2 2 factors	1315.40** (274)	.923	.909	.125 (.118-.131)	.000	–	–	–	–
M3 3 factors	913.45** (250)	.951	.937	.104 (.097-.111)	.000	308.84 (24)	.028	.028	-.021
M4 4 factors	432.19** (227)	.985	.978	.061 (.052-.069)	.023	336.53 (23)	.034	.041	-.043
M5 5 factors	395.59** (205)	.986	.978	.062 (.052-.071)	.020	58.73 (22)	.001	.000	.001

Note: RMSEA (90% CI) = 90% confidence interval for the RMSEA point estimate; ** $p \leq .001$.

factor' on which no items have the main loading. The four factors solution is easy to interpret concerning item content, with a coherent item distribution and factor loadings on the principal factor always higher than .45, except for two items. Considering the results of the multiple criteria and taking into consideration the substantive content of the various factors generated, we elected the four-factor solution.

In accordance with standard practice an item to be retained should: (a) have a factor load of at least .40 in the principal factor; (b) show factor loadings inferior to .35 on the other factors and (c) the difference between the loading in the primary factor and the remaining should be over .15 (Marôco, 2014). Items 5, 6, 9, 11 failed to meet at least one of these criteria and were discarded. The final scale, used for further analysis, has 22 items.

Standardised factor loadings indicate that all items loaded strongly ($.75 < \lambda < .91$) in their intended factor, and R^2 estimates ranged from .56 to .90 (average = $.86 \pm .04$) indicating that large amounts of each item variance are explained by the respective latent construct. The composite reliability (CR) values, all exceeding .9, suggested adequate reliability and, the average variance extracted (AVE) estimates, ranging from .75 to .78, support the convergent validity of the model (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2014). All the AVE estimates for each factor were greater than the squared inter-construct correlations associated with that factor and all the correlations between factors were lower than the cutoff value of .85 (Brown, 2015) indicating that there are no problems of discriminant validity (Hair et al., 2014).

We named the resulting four factors: *Pleasure in learning* (6 items – Example item: Attending Physics-Chemistry classes is pleasant), *Anxiety* (6 items – Example item: The discipline of Physics-Chemistry annoys me), *Competence* (6 items – Example item: I can achieve good results in Physics-Chemistry without difficulty) and *Utility* (4 items – Example item: I think that Physics-Chemistry are useful in day-to-day life).

In order to be able to use all the individuals in our sample, we tested the invariance of the four-factor model in both subsamples, the one utilised for EFA and the one used for CFA, using the invariance test procedure proposed by Mplus. The results showed that the model structure (configural invariance), the factor loadings (metric invariance), and the indicator thresholds (scalar invariance) were statistically equivalent in both subsamples allowing us to use the total sample in all subsequent analysis.

The four-factor model adjusted to the entire sample presented marginally acceptable values of some model fit indices. However, the incorporation of some covariances between error terms associated to items within the same factor (Items 3–18, 8–14, 19–21, and 26–27) improved the model adjustment to acceptable values: CFI = .985, TLI = .982 and RMSEA = .066, $P(\text{RMSEA} \leq .005) = .001$.

Figure 1 presents the fully standardised factor loadings and the residual variances of each item. As with the model obtained using only the CFA subsample, all items presented strong factor loadings in their intended factor ($.75 < \lambda < .92$) and a high proportion of their variance was explained by their respective underlying factor as seen by the small residual variances.

The CR values were all superior to .9 indicating good factor reliability and, the AVE estimates were always superior to .68 ($.68 < AVE < .79$) demonstrating the convergent validity of the model (Hair et al., 2014). The AVE estimates for each factor were larger than

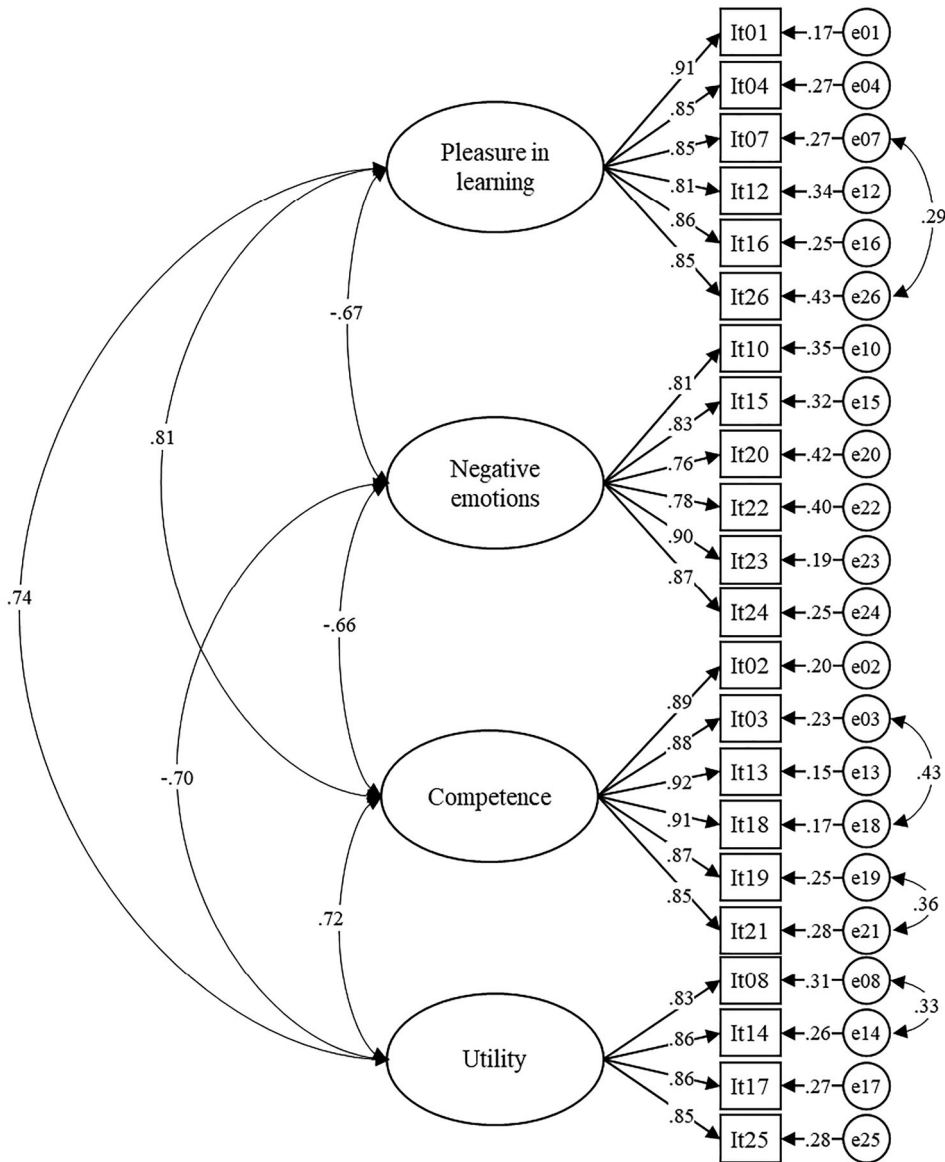


Figure 1. Final four-factor model of attitudes towards the physics-chemistry discipline adjusted to a sample of 498 9th grade Portuguese students.

the squared inter-construct correlations associated with that factor and all the correlations between factors were lower than the cutoff value of .85 (Brown, 2015) indicating that there are no problems of discriminant validity (Hair et al., 2014) (Table 2).

In order to investigate possible differences between boys' and girls' attitudes, we assessed the measurement invariance of the final four-factor solution in our sample between those two groups. The results showed that the model structure (configural invariance), the factor loadings (metric invariance), were statistically equivalent in both groups. The analysis of the model concerning threshold equality indicated that one or more thresholds were noninvariant. However, the source of non-invariance was only the third threshold of item 22 (Factor – Anxiety). With only one noninvariant parameter found among all tested, we decided for the acceptance of scalar invariance as proposed by several authors (e.g. Dimitrov, 2010; Millsap & Olivera-Aguilar, 2012) (For further details refer to Appendix B).

Having established the model invariance between boys and girls, we proceed to compare the means of the four factors between those two groups. The factor means are not directly observed since they are the means of latent constructs and, so it is not possible to compare their values because the unit of measurement is not the same on each group. However, when conducting multigroup CFA, the factor means of one group are fixed to zero while in the other group they are freely estimated, establishing the first as a reference against which the other is compared (Brown, 2015). The multigroup model presented an acceptable model fit: CFI = .983, TLI = .983 and RMSEA = .063, $P(\text{RMSEA} \leq .005) = .001$. Given that the girls' group was defined as reference group by default, we shall focus our analysis on the estimates for the boys' group. The means of factors Anxiety ($p = .322$) and Utility ($p = .91$) in the boys were not significantly different from the girl's group whereas the means of the factors Competence (STDYX standardised $\alpha = .362$, $p \leq .001$) and Pleasure in learning (STDYX standardised $\alpha = .269$, $p \leq .005$) were significantly different.

The model fit of the causal model including the effect of the four factors on the Physics-chemistry grades on each of the three school terms revealed a good adjustment (CFI = .982, TLI = .981 and RMSEA = .058, $P(\text{RMSEA} \leq .005) = .010$). The fully standardised weights of the causal trajectories are presented in Table 3. The results show that the factor Competence presents the strongest predictive effect on the school grades, with β values always higher than .595. The factors Pleasure in learning ($-.37 < \beta < -.55$) and Anxiety ($-.25 < \beta < -.27$) also presented statistically significant, but negative effects on the grades of all three school terms. The factor Utility never presented statistically significant predictive values. In all factors, values raised from the first to the second terms and decreased in the third term, although the amount of variation was always relatively small.

Table 2. Standardised construct correlation matrix for the final four-factor CFA model.

	Anxiety	Competence	Pleasure	Utility
Anxiety	1	.437	.454	.439
Competence	-.661	1	.663	.513
Pleasure	-.674	.814	1	.540
Utility	-.702	.716	.735	1

Note: Values below the diagonal are correlation estimates among constructs, diagonal elements are construct variances, and values above the diagonal are squared correlations.

Table 3. Fully standardised effects of the four attitude factors on the physics-chemistry grades.

	1st term grade		2nd term grade		3rd term grade	
	Total		Total		Total	
	Girls	Boys	Girls	Boys	Girls	Boys
Anxiety	-.246** (.066)		-.274** (.067)		-.269** (.067)	
	-.191 (.123)	-.238** (.078)	-.275* (.113)	-.239* (.083)	-.267* (.120)	-.261* (.084)
Competence	.754** (.076)		.761** (.079)		.595** (.082)	
	.838** (.096)	.620** (.126)	.808** (.106)	.668** (.121)	.659** (.109)	.381* (.136)
Pleasure in learning	-.497** (.084)		-.550** (.084)		-.367** (.096)	
	-.527** (.114)	-.397** (.111)	-.596** (.115)	-.447** (.111)	-.436** (.129)	-.208 (.124)
Utility	-.092 (.080)		.072 (.078)		.088 (.077)	
	.068 (.112)	.176 (.132)	.023 (.109)	.162 (.129)	.024 (.108)	.257 (.137)

Notes: Values in bold – entire sample, Values in brackets – standard error; * $p \leq .005$, ** $p \leq .001$.

The results obtained considering the girls and boys separately followed a similar trend with Competence always presenting the stronger (positive) predictive effect, followed by Pleasure in learning and Anxiety with negative effects. The effects of Utility were again always non-significant. Comparing the results between boys and girls, the effects of both Competence and Pleasure in learning were consistently stronger in the girls' group, whereas for Anxiety, the results were similar for both groups.

Discussion and conclusions

The middle-school years are fundamental in developing personal interest and positive attitudes towards science, which in turn are a strong predictor of achievement and career interest (Wang et al., 2017). In Portugal, the 9th-grade is the last year of the common branch in education after which students must choose what study area they pursue, which renders this study especially relevant in particular if we consider the scarcity of research and instruments developed for Portugal.

The first set of results from this study has to do with the analysis of the factor structure of the questionnaire used for attitudinal data collection. The four-factor model suggested by the EFA and posteriorly confirmed through CFA revealed an acceptable adjustment quality and was easy to interpret regarding item content, with an intelligible item distribution on each of the four factors.

Our four factors are similar in content to factors found in other studies on attitudes towards school science, validating, in this way, the results of our research (e.g. Potvin & Hasni, 2014). The factors Pleasure in learning and Anxiety, respectively expressing the pleasant and the disagreeable feelings and sensations evoked by studying or attending Physic-chemistry classes can be compared to factors or subconstructs like enjoyment (Can & Boz, 2012; Dhindsa & Chung, 2003; Wan & Lee, 2017), emotional satisfaction (Xu & Lewis, 2011), liking for chemistry classes (Cheung, 2009; Demircioğlu, Aslan, & Yadigaroglu, 2014), liking for science (Mattern & Schau, 2002), anxiety (Bauer, 2008; Dhindsa & Chung, 2003), interest in physics (Veloo, Nor, & Khalid, 2015), enjoyment and anxiety to science (Wan & Lee, 2017), anxiety (Akbas & Kan, 2007).

The Competence factor, made up of items associated with the ability to have good results or being skilful when solving problems or performing Physics-Chemistry activities can be related to factors like the difficulty of chemistry course (Salta & Tzougraki, 2004) difficulty of understanding physics (Veloo et al., 2015), cognitive competence in science

(Mattern & Schau, 2002), self-efficacy in chemistry (Kan & Akbaş, 2006), intellectual accessibility in chemistry (Ross, Nuñez, & Lai, 2018), ability self-concept in physics and chemistry (Wang et al., 2017), self-concept in science (Mujtaba et al., 2018; Wan & Lee, 2017).

Utility factor refers to the perceived utility of Physics-Chemistry for daily life and can thus be compared to factors or subconstructs such as value of science (Mattern & Schau, 2002), usefulness for future career (Salta & Tzougraki, 2004), importance for student life (chemistry – Can & Boz, 2012; Dhindsa & Chung, 2003; Salta & Tzougraki, 2004; physics – Veloo et al., 2015), interest and utility (Ross et al., 2018), career plans for chemistry (Demircioğlu et al., 2014).

The result indicating the measurement invariance of the factor structure between boys and girls in our sample allowed us to compare their attitudes towards the subject of Physics-chemistry. The means of the Competence and the Pleasure in learning factors were significantly higher in the boy's group while the factors Anxiety and Utility did not show significant differences. These results convey the notion that boys see themselves as more competent in performing activities related to the discipline Physics-chemistry and take more pleasure in doing them when compared to girls. On the other hand, boys and girls are similar in their anxiety towards the discipline and their sense of its usefulness for daily life.

Although, as mentioned earlier, the overall literature analysis reveals mixed results, our results are consistent several studies reporting that girls hold more negative attitudes than boys (e.g. Kousa et al., 2018; Seba et al., 2013). Kousa et al. (2018) refer that girls in their study felt that chemistry is tedious and complicated and that they will not need the chemistry skills in the future, on the contrary boys thought that they were more successful in chemistry and found both chemistry and its tasks easier than girls. These results are coherent with the differences favouring boys' attitudes found in the factors competence and pleasure in learning found in our study.

Seba et al. (2013), and Salta and Tzougraki (2004) suggest that the more positive attitudes shown by boys can be related to the existence of social, educational and cultural factors affecting negatively female students' attitudes. A related point of view is made by Kessels, Rau, and Hannover (2006) that measured implicit attitude towards physics in a study about the image of physics of 11th-grade German students. Having found that girls associated physics with difficulty and with masculinity more than boys, the authors suggest that girls might not express their interest in physics because it would compromise their newly acquired identity as a women-to-be and endanger their femininity and popularity with boys.

The persistence of socio-cultural factors impairing girls' attitudes may also occur in Portugal and could help explain the differences, favouring the boys found in this study, since physics and, to lesser degree chemistry are still seen as boy's subjects. This opinion is supported by studies conducted with chemistry high-school students from Australia (Cousins & Mills, 2015) or in a report about gender balance in physics enrolment in UK high-schools (Institute of Physics, 2017) where gender stereotyping, including by girls themselves, is present even though attainment levels are similar.

The results concerning the contribution of the different factors as predictors of the achievement revealed that Competence was the most important predictor both when considering the full sample and when considering boys and girls separately. This result was

expected since the content of this factor is similar to several other found to be relevant in other studies and is closely related to the ability self-concept construct present in Eccles' expectancy-value theory (Eccles & Wigfield, 2002). According to this theory, confidence in one's abilities to succeed is an important factor explaining the choice of activities and engagement in those activities. In the case of students, if they feel confident in their capacity to succeed in a particular school subject (in our case Physics-chemistry), they are more likely to engage deeper with that discipline and its activities which in turn will lead to increased academic achievement (Eccles & Wigfield, 2002).

The Anxiety factor showed a significant negative effect on Physics-chemistry grades on all three school terms for both the entire sample and for boys and girls separately. This was an expected result since anxiety is known to have a negative influence on school achievement (Sahin, Caliskan, & Dilek, 2015; Zusho, Pintrich, & Coppola, 2003). Akbas and Kan (2007) report that anxiety is a significant predictor of chemistry achievement in high-school Turkish students explaining up to 15% achievement variance. Vahedi and Yari (2014) also found a significant correlation between anxiety and physics' grades in high-school Iranian students.

The negative result for the predictive ability of the Pleasure in learning factor, was somewhat surprising in that a negative relationship was not expected since most studies report a positive association between attitudes or its components and achievement (Ali & Awan, 2013; Vahedi & Yari, 2014; Xu et al., 2013). The explanation for this result, that is in the line of the study by Neto (1995) where the degree of satisfaction of 10th-grade Portuguese students decreased significantly in the group exposed to traditional teaching, may reside in the nature of teaching in Portuguese schools where the teaching objectives are mainly oriented to the evaluations – performance goals, and not to the development of competences and task mastery – mastery goals. It is generally accepted that performance goal orientated-teaching undervalues the learning process and the pleasure it produces and hinders students' academic performance (Zusho et al., 2003).

The non-significant results found for the utility factor, although contrary to previous results reported by Fernandes (2007) for Portuguese students, were not surprising once, it is commonly accepted that most students find the themes taught uninteresting and without any use for them for their everyday life.

Overall our results are consistent with previous research that establishes the importance of affective variables, including attitudes, in high-school science teaching and learning as can be seen by the predictive ability of some attitudinal factors. The relevance of the Competence factor, also coincident with other reports, is particularly significant since it has obvious implications for physics and chemistry teaching namely the use of strategies to improve student's confidence in themselves and convey the notion that physical sciences are indeed learnable and useful.

It was also possible to establish the factor structure of the attitudes measured by the Attitude towards Physics-chemistry, which is a significant result given the scarcity of school attitudinal measuring instruments in Portuguese.

The results of this study are based on a single administration of the questionnaire and should, therefore, be verified by repeating it with different samples. Further research should also use qualitative methods to allow a more in-depth understanding of students' attitudes and its implications in the learning process.

To conclude, results point out for the importance of taking into account the affective component when teaching science, and in particular physics and chemistry, choosing methods more ‘student-friendly’ (e.g. laboratory and practical work or inquiry-based methods) or contents more relatable to day-to-day life. This will help enhance students’ interest and pleasure in learning and reduce anxiety. It is also important to adopt strategies to minimise the stereotypic image of Physics and Chemistry as being masculine sciences promoting gender equity in science learning.

Disclosure statement

No potential conflict of interest was reported by the authors.

Funding

This work was supported by Fundação para a Ciência e a Tecnologia [grant number PTDC/CPE-CED/104884/2008,SFRH/BD/90575/2012].

Notes on contributors

Paulo Vilia is a PhD student in Educational Sciences at University of Évora. His PhD research project focus on the affective and cognitive variables affecting the achievement of Portuguese middle school students in Science subjects (Physics and Chemistry, Natural Sciences). He taught Natural Sciences and Natural Sciences Didactics as an assistant professor at Polytechnic Institute of Beja, Portugal between 2001 and 2012.

Adelinda Candeias has an MD & PhD in Psychology (Psychology of Education). She is also Associate Professor in Developmental and Educational Psychology at the University of Évora, teaching in the Bachelor in Psychology, in the Master Programs in Educational Psychology and Special Education, and in the PhD Programs in Psychology and Education. She is a member of the Centre for Educational Research and Psychology from the University of Évora and has coordinated several national and international research projects in educational psychology. She has co-edited several books among them *With a different glance: Dynamic Assessment and Functioning of Children Oriented at Development & Inclusive Learning* (2011) and, has several publications in journals and book chapters.

ORCID

Paulo Vilia  <http://orcid.org/0000-0003-4066-8673>

Adelinda A. Candeias  <http://orcid.org/0000-0002-9489-8880>

References

- Akbas, A., & Kan, A. (2007). Affective factors that influence chemistry achievement (motivation and anxiety) and the power of these factors to predict chemistry achievement-II. *Journal of Turkish Science Education*, 4(1), 10–19.
- Ali, M. S., & Awan, A. S. (2013). Attitude towards science and its relationship with students’ achievement in science. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 4(10), 707–718.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397–438.

- Atasoy, Ş., Ergin, S., & Şen, A. İ. (2014). The effects of peer instruction method on attitudes of 9th-grade students towards physics course. *Eurasian Journal of Physics and Chemistry Education*, 6(1), 88–98.
- Bauer, C. F. (2008). Attitude toward chemistry: A semantic differential instrument for assessing curriculum impacts. *Journal of Chemical Education*, 85(10), 1440–1445.
- Bowen, N. K., & Masa, R. D. (2015). Conducting measurement invariance tests with ordinal data: A guide for social work researchers. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 6(2), 229–249.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York, NY: Guilford Publications.
- Can, H. B., & Boz, Y. (2012). A cross-age study on high school students attitudes toward chemistry. *International Journal on New Trends in Education & Their Implications (IJONTE)*, 3(3), 82–89.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504.
- Cheung, D. (2009). Students' attitudes toward chemistry lessons: The interaction effect between grade level and gender. *Research in Science Education*, 39(1), 75–91.
- Cousins, A., & Mills, M. (2015). Gender and high school chemistry: Student perceptions on achievement in a selective setting. *Cambridge Journal of Education*, 45(2), 187–204.
- Demircioğlu, G., Aslan, A., & Yadigaroğlu, M. (2014). Exploratory factor analysis study for the scale of high school students' attitudes towards chemistry. *International Journal on New Trends in Education & Their Implications (IJONTE)*, 5(1), 38–45.
- Dhindsa, H. S., & Chung, G. (2003). Attitudes and achievement of Bruneian science students. *International Journal of Science Education*, 25(8), 907–922.
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121–149.
- Eagly, A., & Chaiken, S. (1998). Attitude structure and function. In D. T. Gilbert, S. T. Fiske, & G. G. Lindzey (Eds.), *The handbook of social psychology* (pp. 269–322). New York: McGraw-Hill.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 109–132.
- Fernandes, C. A. (2007). *A matemática na disciplina de ciências físico-químicas: um estudo sobre as atitudes de alunos do 9º ano de escolaridade* [Mathematics in the discipline of physical-chemical sciences: A study on the attitudes of students in the 9th-year of schooling] (Master's thesis). Retrieved from Repositorium UMinho <http://hdl.handle.net/1822/8140>
- Fiolhais, C., Ferreira, A. J., Constantino, B., Portela, C., Braguez, F., Ventura, G., & Rodrigues, S. (2013). *Metas curriculares do 3º ciclo do ensino básico* [Curricular goals of the 3rd-cycle of basic education]. Lisboa: Ministério da Educação e da Ciência, Governo de Portugal.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39–50.
- Gardner, P. L. (1974). Sex differences in achievement, attitudes, and personality of science students: A review. *Research in Science Education*, 4(1), 231–258.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Harlow: Pearson Education Limited.
- Institute of Physics. (2017). *Improving gender balance - reflections on the impact of interventions in schools*. Retrieved from Institute of Physics website https://www.iop.org/publications/iop/2017/page_69173.html
- Kan, A., & Akbaş, A. (2006). Affective factors that influence chemistry achievement (attitude and self efficacy) and the power of these factors to predict chemistry achievement-I. *Journal of Turkish Science Education*, 3(1), 76–85.
- Kessels, U., Rau, M., & Hannover, B. (2006). What goes well with physics? Measuring and altering the image of science. *British Journal of Educational Psychology*, 76(4), 761–780.
- Kousa, P., Kavonius, R., & Aksela, M. (2018). Low-achieving students' attitudes towards learning chemistry and chemistry teaching methods. *Chemistry Education Research and Practice*, 19(2), 431–441.

- Marôco, J. (2014). *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, software & Aplicações* [Structural equation analysis: Theoretical fundamentals, software & applications] (2nd ed.). Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J. S., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment, 22*(3), 471–491.
- Mattern, N., & Schau, C. (2002). Gender differences in science attitude-achievement relationships over time among white middle-school students. *Journal of Research in Science Teaching, 39*(4), 324–340.
- Millsap, R. E., & Olivera-Aguilar, M. (2012). Investigating measurement invariance using confirmatory factor analysis. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 380–392). New York, NY: The Guilford Press.
- Mujtaba, T., Sheldrake, R., Reiss, M. J., & Simon, S. (2018). Students' science attitudes, beliefs, and context: Associations with science and chemistry aspirations. *International Journal of Science Education, 40*(6), 644–667.
- Muthén, L., & Muthén, B. (2012). *Mplus version 7 [computer software]*. Los Angeles, CA: Muthen & Muthen.
- Neto, A. (1995). *Contributos para uma Nova Didáctica da Resolução de Problemas: um estudo de orientação metacognitiva em aulas de Física do Ensino Secundário* [Contributions to a new didactics of problem solving: A metacognitive orientation study in secondary physics classes] (Doctoral dissertation). Retrieved from REpositório Universidade de Évora <http://hdl.handle.net/10174/10992>
- Neto, A., Candeias, A., Pomar, C., Costa, P., Oliveira, M., Silva, S., ... Rebelo, N. (2011, September). *Questionários de Atitudes Face à Língua Portuguesa (QAFLP), Matemática (QAFM), Ciências da Natureza (QAFCDN), Ciências Naturais (QAFCN) e Ciências Físico-Químicas (QAFCFQ) em Alunos Portugueses Do Ensino Básico: Estudo Psicométrico* [Attitudinal questionnaires towards Portuguese Language (QAFLP), Mathematics (QAFM), Sciences of Nature (QAFCDN), Natural Sciences (QAFCN) and Physical and Chemical Sciences (QAFCFQ) in Portuguese students of basic education: Psychometric study]. Poster session presented at XI Congreso Internacional Galego-Portugués de Psicopedagogía. Universidade da Coruña, Coruña, España.
- Neto, A., Candeias, A. A., Rebelo, N., Varelas, D., & Diniz, A. M. (2013, September). *Validade estrutural do questionário de atitudes face às ciências físico-químicas: Estudo com alunos do 9º ano ensino básico português* [Structural validity of the questionnaire of attitudes towards the physical-chemical sciences: Study with 9th-grade Portuguese elementary school students]. Poster session presented at XII Congresso Internacional Galego-Portugués de Psicopedagogia, Universidade Minho, Braga, Portugal.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2016). *PISA 2015 results (volume I): Excellence and equity in education*. Paris: OECD Publishing.
- Osborne, J., Simon, S., & Collins, S. (2003). Attitudes towards science: A review of the literature and its implications. *International Journal of Science Education, 25*(9), 1049–1079.
- Potvin, P., & Hasni, A. (2014). Interest, motivation and attitude towards science and technology at K-12 levels: A systematic review of 12 years of educational research. *Studies in Science Education, 50*(1), 85–129.
- Reid, N. (2015). Attitude research in science education. In M. S. Khine (Ed.), *Attitude measurements in science education: Classic and contemporary approaches* (pp. 3–46). Charlotte: Information Age Publishing.
- Ross, J., Nuñez, L., & Lai, C. C. (2018). Partial least squares structural equation modeling of chemistry attitude in introductory college chemistry. *Chemistry Education Research and Practice, 19*(4), 1270–1286.
- Sahin, M., Caliskan, S., & Dilek, U. (2015). Development and validation of the physics anxiety rating scale. *International Journal of Environmental and Science Education, 10*(2), 183–200.
- Salta, K., & Tzougraki, C. (2004). Attitudes toward chemistry among 11th-grade students in high schools in Greece. *Science Education, 88*(4), 535–547.

- Sass, D. A. (2011). Testing measurement invariance and comparing latent factor means within a confirmatory factor analysis framework. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 347–363.
- Sass, D. A., & Schmitt, T. A. (2010). A comparative investigation of rotation criteria within exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 45(1), 73–103.
- Schibeci, R. A., & Riley, J. P. (1986). Influence of students' background and perceptions on science attitudes and achievement. *Journal of Research in Science Teaching*, 23(3), 177–187.
- Seba, J. M., Ndunguru, P. A., & Mkoma, S. L. (2013). Secondary school students' attitudes towards chemistry and physics subjects in Tarime-Mara, Tanzania. *Tanzania Journal of Natural and Applied Sciences*, 4(2), 642–647.
- Tyler, R. (2014). Attitudes, identity, and aspirations toward science. In N. G. Lederman & S. K. Abell (Eds.), *Handbook of research in science education* (Vol. 2, pp. 82–103). New York: Routledge.
- Tyler, R., & Osborne, J. (2012). Student attitudes and aspirations towards science. In B. J. Fraser, K. Tobin, & C. J. McRobbie (Eds.), *Second international handbook of science education* (pp. 597–625). Dordrecht: Springer.
- Vahedi, S., & Yari, M. (2014). Role of cognitive and emotional factors on educational achievement among high school students in physics. *European Online Journal of Natural and Social Sciences*, 3(3), 572–579.
- Veloo, A., Nor, R., & Khalid, R. (2015). Attitude towards physics and additional mathematics achievement towards physics achievement. *International Education Studies*, 8(3), 35–43.
- Wan, Z. H., & Lee, J. C. K. (2017). Hong Kong secondary school students' attitudes towards science: A study of structural models and gender differences. *International Journal of Science Education*, 39(5), 507–527.
- Wang, M.-T., Chow, A., Degol, J. L., & Eccles, J. S. (2017). Does everyone's motivational beliefs about physical science decline in secondary school?: Heterogeneity of adolescents' achievement motivation trajectories in physics and chemistry. *Journal of Youth and Adolescence*, 46(8), 1821–1838.
- Weinburgh, M. (1995). Gender differences in student attitudes toward science: A meta-analysis of the literature from 1970 to 1991. *Journal of Research in Science Teaching*, 32(4), 387–398.
- Xu, X., & Lewis, J. E. (2011). Refinement of a chemistry attitude measure for college students. *Journal of Chemical Education*, 88(5), 561–568.
- Xu, X., Villafane, S. M., & Lewis, J. E. (2013). College students' attitudes toward chemistry, conceptual knowledge and achievement: Structural equation model analysis. *Chemistry Education Research and Practice*, 14(2), 188–200.
- Zusho, A., Pintrich, P. R., & Coppola, B. (2003). Skill and will: The role of motivation and cognition in the learning of college chemistry. *International Journal of Science Education*, 25(9), 1081–1094.

Appendices

Appendix A. Measurement invariance testing

Testing measurement invariance usually follows a hierarchical sequence comparing a series of nested models each with more equality constraints across groups than the previous (Bowen & Masa, 2015). The invariance test begins with the assessment of *Configural invariance* involving the simultaneous estimation of a model, identical for each group, with all parameters freely estimated, such that only similarity of the overall pattern of parameters is evaluated (Bowen & Masa, 2015; Sass, 2011). This model provides a test of the ability of the model to fit the data in both groups and a baseline for comparing other models with parameter constraints (Marsh et al., 2010). *Metric invariance* is then tested constraining unstandardised factor loadings to be equal across groups, indicating that the latent constructs are defined in the same way in the various groups (Sass, 2011). Finally, *Scalar invariance*, showing that individuals with the same score on a latent factor answer the items similarly, is evaluated constraining all thresholds of all items across groups to equality. If factor loadings and item thresholds are invariant over groups, then changes in the latent factor means can be compared (Marsh et al., 2010).

The comparison of each model needed to determine the various levels of invariance is typically made using the significance in χ^2 change for two nested models (Bowen & Masa, 2015). However, some researchers have proposed the use of some other fit indices on account of χ^2 over sensitivity in large samples: Δ RMSEA; Δ CFI, Δ TLI (Chen, 2007; Marôco, 2014). Chen (2007) suggested that Δ CFI is the most adequate, with Δ CFI < -.01 indicating model non-invariance. In this study, we base the decision on $\Delta\chi^2$, but we also present other indices variations.

Appendix B. Measurement invariance testing detailed results

To allow us to use our data to investigate possible differences between boys and girls attitudes we assessed the measurement invariance of the final four-factor solution between those two groups.

Initially separate factor analyses were conducted for boys and girls to establish a baseline for comparison. Both models are structurally similar with RMSEA values marginally higher than the recommended cutoff values (Table B1) and so, some residual covariances in each group were allowed to: items 21–19 in the boy's group and items 14–18 and 18–3 in the girl's group. The final models presented acceptable fit (Table B1), so we proceed with invariance testing.

Table B1. Goodness-of-fit statistics for the baseline models used to assess measurement invariance.

Model	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)
Boys	446.88**(203)	.973	.970	.075 (.066–.84)
Boys final	402.71**(202)	.978	.975	.068 (.058–.078)
Girls	582.00**(203)	.979	.976	.081 (.073–.089)
Girls final	479.28**(201)	.985	.982	.070 (.062–.078)

Note: $N_{\text{boys}} = 214$; $N_{\text{girls}} = 284$; ** $p \leq .001$.

Table B2 shows the various fit indices obtained for the invariance tests. As can be seen in this table, Model 1 provided a good fit to the data indicating a similar factor structure across girls and boys (Configural invariance). Constraining factor loadings to equality (Metric invariance), yielded a non-significant χ^2 test of model comparison supporting the invariance assertion (Model 2) and so we proceeded to test for Scalar Invariance (Model 3). Model 3 had good fit indices, but the χ^2 test for model comparison was significant demonstrating that one or more thresholds were noninvariant. As suggested by Bowen and Masa (2015) we searched for the source of non-invariance by testing the different thresholds. Freeing the third threshold of item 22 (Factor – Anxiety) resulted in non-significant χ^2 comparison tests and goodness-of-fit statistics within establish criteria indicating partial scalar invariance (Model 3a). With only one noninvariant parameter found among all tested, we decided for the acceptance of scalar invariance as proposed by several authors (e.g. Dimitrov, 2010; Millsap & Olivera-Aguilar, 2012).

Table B2. Fit indices for the invariance tests between boys and girls.

Model	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	Model compared	$\Delta\chi^2$ (df)	Δ CFI	Δ TLI	Δ RMSEA	Decision
Model 1: Configural Invariance	880.98** (403)	.982	.979	.069 (.063–.075)	–	–	–	–	–	Accept
Model 2: Metric Invariance	890.60** (421)	.982	.981	.067 (.061–.073)	M1	24.01 (18)	00	.02	–.02	Accept
Model 3: Scalar Invariance	919.62 ** (461)	.983	.983	.063 (.057–.069)	M2	82.1* (58)	.01	.02	–.06	Reject
Model3a: Partial Scalar Invariance	910.56 ** (260)	.983	.983	.063 (.057–.069)	M2	71.37 (57)	.01	.02	–.06	Accept

Notes: $N = 498$; $N_{\text{boys}} = 214$; $N_{\text{girls}} = 284$; * $p \leq .005$; ** $p \leq .001$.

Capítulo 5 – Discussão geral

5. Discussão Geral

O presente trabalho tem como pressuposto base uma interrogação que pensamos ser comum a todos os que trabalham e investigam na área da Educação: como melhorar os processos educativos, fomentando aprendizagens significativas num quadro de bem-estar para todos os intervenientes do processo educativo? Nesse sentido o contributo do presente trabalho parte do reconhecimento da importância do domínio afetivo, em particular das atitudes dos alunos, procurando caracterizar empiricamente o construto atitudes face às disciplinas de ciências, e avaliar a sua importância no rendimento escolar dos alunos.

Um outro pressuposto de base que contribuiu também para a forma como o presente trabalho foi estruturado é a compreensão de que o processo educativo tem uma natureza multivariada e complexa. Assim, ao analisarmos o rendimento académico dos alunos, incluímos sempre nos modelos elaborados, em conjunto com as variáveis atitudinais, outras de natureza cognitiva. Desta forma, embora focando-nos fundamentalmente no estudo das atitudes dos alunos, pois trata-se em nossa opinião, de uma área claramente subexplorada em Portugal, procurámos sempre trabalhar dentro do paradigma multivariado e complexo da Educação.

A revisão teórica efetuada sobre o tema das atitudes mostra que embora o conceito de atitude seja um dos mais estudados do campo da psicologia social (Briñol et al., 2019; Maio et al., 2019) e do reconhecimento generalizado da sua relevância na forma como percebemos o mundo físico e social e da sua influência sobre os nossos comportamentos (Albarracín & Johnson, 2018; Hogg & Vaughan, 2022), existem ainda muitas dúvidas e controvérsias desde logo sobre a sua definição e estrutura (Cooper et al., 2016). No presente trabalho adotámos uma definição simples e geral proposta por Alice Eagly e Shelly Chaiken (1993, p. 1): “uma atitude é uma tendência psicológica que é

expressa por avaliar uma entidade em particular com algum grau de favorecimento ou desfavorecimento”, que as próprias autoras consideram uma “umbrella definition” que enfatiza por um lado a natureza avaliativa das atitudes e por outro a sua especificidade, deixando claro que as atitudes se desenvolvem relativamente a um objeto atitudinal definido.

Uma outra definição mais recente, embora mantendo o foco na dimensão avaliativa acrescenta uma clarificação estrutural que consideramos importante: “uma atitude representa uma integração avaliativa de cognições e afetos experimentados em relação a um objeto. As atitudes são os julgamentos avaliativos que integram e resumem essas reações cognitivas/afetivas” (Crano & Prislin, 2006, p. 347). Trata-se do reconhecimento de que as atitudes, embora enquadradas globalmente no domínio afetivo da psicologia humana, resultam da integração de informação afetiva, mas também cognitiva.

A questão das fontes de informação que servem de base às atitudes, que remete também para o tema da análise da estrutura das atitudes, é uma das áreas de estudo em relação à qual existe um maior consenso. De facto, a Teoria tripartida das atitudes, segundo a qual estas eram compostas pelas componentes afetiva, cognitiva e comportamental (Katz and Stotland, 1959 citado por Fabrigar et al., 2019), embora atualmente tenha sido substituída por uma visão neo-tripartida continua a constituir o modelo conceptual utilizado na maior parte da investigação realizada nesta área. Esta nova visão não considera afeto, cognição e comportamento como componentes atitudinais obrigatórias, mas sim como bases de formação das atitudes e simultaneamente como as classes de resposta pelas quais as atitudes se manifestam (Eagly & Chaiken, 1993; Fabrigar et al., 2019; Petty et al., 2019).

A dimensão tripartida das atitudes é, muito relevante para compreender a relevância que este construto tem na explicação do comportamento pois atribui-lhes uma natureza integradora que permite relacioná-las tanto com a forma como percebemos o mundo,

como com a forma como estruturamos as nossas respostas comportamentais aos diferentes objetos atitudinais. No presente estudo, o objeto atitudinal definido remete para uma aceção de atitude que vai de encontro à utilização corrente deste conceito. A expressão “atitude dos alunos” é muitas vezes ouvida por parte dos docentes como referindo uma postura geral destes para participarem e se envolverem, ou não, nos processos conducentes às aprendizagens propostas.

Ao nível das atitudes face à ciência o “estudo das atitudes” tem sido usado para designar uma multiplicidade de objetos de estudo como sejam as atitudes face ciência em geral ou aos cientistas, face à ciência escolar, face às diferentes disciplinas escolares ou à sua aprendizagem, ou ainda as atitudes científicas dos alunos (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Nieswandt, 2005; Tytler, 2014), o que levou a que tenha surgido a necessidade de clarificar o significado atribuído a cada um deles no sentido de identificar com precisão o objeto de estudo das diferentes investigações e estudos (Barmby et al., 2008; Osborne et al., 2009). Uma das distinções que consideramos mais relevantes em função dos objetivos definidos no presente estudo prende-se com a diferenciação entre atitudes face à ciência e atitudes face à ciência escolar. As atitudes face à ciência referem-se às atitudes face ao conjunto de atividades e conceitos de cariz científico-tecnológico cada vez mais omnipresentes nas sociedades humanas, enquanto atitudes face à ciência escolar se prendem com as atitudes face às experiências vividas pelos alunos no âmbito das disciplinas escolares (Barmby et al., 2008; OCDE 2019a; Tytler & Osborne, 2012). Uma outra clarificação que importa fazer no que se refere às atitudes face à ciência escolar é a especificação sobre qual ou quais disciplinas escolares incide a investigação efetuada, pois muitas vezes este construto é apresentado de uma forma unitária quando na verdade as atitudes relativas às diversas disciplinas escolares são bastante díspares, tal como afirmado por vários autores (Cheung, 2009a; Sjøberg & Schreiner, 2019; Tytler &

Osborne, 2012). No presente trabalho, definiu-se como objeto principal de estudo as atitudes dos alunos face às disciplinas escolares da área das ciências naturais, em particular a disciplina de Físico-química.

A análise rigorosa da estrutura fatorial do questionário de atitudes utilizado, pretendeu garantir a qualidade dos resultados e contribuir para a clarificação do construto atitudinal subjacente. Embora se trate de um questionário desenvolvido e utilizado pelos autores (Neto, Candeias, Pomar, et al., 2011; Neto et al., 2013), os resultados das análises fatoriais publicadas não estavam completamente consolidados, e como tal procedeu-se a uma análise fatorial exploratória inicial na qual as informações prévias, decorrentes destes estudos, não foram deliberadamente utilizadas no sentido de obter resultados totalmente definidos com base nos procedimentos estatísticos utilizados. A análise fatorial confirmatória subsequente, permitiu estabelecer um modelo com uma qualidade de ajustamento aceitável e fácil de interpretar, com uma distribuição inteligível dos itens em função do seu conteúdo, pelos quatro fatores encontrados: *prazer na aprendizagem, ansiedade, competência e utilidade*.

Os fatores prazer na aprendizagem e ansiedade expressam as emoções e sensações respetivamente positivas e desagradáveis experimentadas pelos alunos nas aulas ou enquanto estudam físico-química. O fator competência traduz a perceção dos alunos da sua capacidade de realizarem as atividades necessárias ou de obterem bons resultados na disciplina de físico-química. O fator utilidade refere-se à perceção da utilidade da disciplina de físico-química para a vida do dia a dia.

A falta de uniformização na definição dos construtos referentes às atitudes sobre ciências a que aludimos acima é provavelmente uma das causas para a grande disparidade de fatores e subescalas que podem ser encontradas na bibliografia existente sobre atitude face às disciplinas de Física e de Química. Ainda assim os fatores que obtivemos são

facilmente comparáveis, em especial no que se refere ao conteúdo, com outros referidos por outros autores em estudos similares. Assim a título de exemplo podem citar-se fatores como gosto pelas aulas teóricas de química e gosto pelo trabalho de laboratório em química (Cheung, 2009b; Heng & Karpudewan, 2015), satisfação emocional (A. Kahveci, 2015; Montes et al., 2018, 2022), entusiasmo em relação à física (Kaur & Zhao, 2017), ansiedade (Bauer, 2008), ansiedade física (Vahedi & Yari, 2014) ou falta de vontade (“unwillgness” no original) (Çermik & Kara, 2020) cujos conteúdos são comparáveis aos nossos fatores prazer na aprendizagem e ansiedade. O fator competência, presente no nosso questionário é comparável a fatores como dificuldade do curso de química (Salta & Tzougraki, 2004), dificuldade em entender a física (Velloo et al., 2015), auto eficácia em química (Kan & Akbaş, 2006) ou acessibilidade intelectual (Bauer, 2008; Xu & Lewis, 2011). O fator utilidade da nossa escala também existe em algumas outras com esta mesma designação (por exemplo Bauer, 2008) ou com outras que indicam o mesmo conteúdo como sejam utilidade do curso de química para a carreira futura, importância da química para a vida (Arniezca & Ikhsan, 2021; Salta & Tzougraki, 2004), conexão com o mundo real (Montes et al., 2022) ou física como vocação futura (Kaur & Zhao, 2017).

A semelhança de conteúdo entre os fatores do nosso questionário e os fatores presentes noutras escalas que acabamos de referir, reforça a validade do nosso questionário pois, apesar da falta de uniformização existente entre os diferentes instrumentos de pesquisa parece demonstrar que os conceitos medidos são conceptualmente semelhantes, indicando um entendimento comum entre os diversos investigadores sobre a natureza do construto atitude face à ciência escolar e em particular face à física e química escolares. Em Portugal, os estudos efetuados por Araújo et al. (2021, 2022) obtiveram também resultados semelhantes aos já referidos, sendo particularmente relevantes pois apesar de

terem usado conjuntos de itens diferentes como base dos seus questionários em cada estudo, as análises fatoriais resultaram em fatores com conteúdos comparáveis aos nossos. O estudo de 2022 (Araújo et al., 2022) merece uma menção particular pois os autores utilizaram os itens do nosso questionário, e embora tenham transformado a escala de resposta para uma escala de sete valores (por oposição aos quatro originais) a análise fatorial resultou também em quatro fatores com designações propostas semelhantes às nossas: utilidade e competência, facilidade, motivação e afetividade negativa. Refira-se no entanto que, em nossa opinião, os procedimentos seguidos na análise fatorial apresentada não seguem com exatidão as recomendações metodológicas, nomeadamente porque baseiam a análise na metodologia de análise de componentes principais mais recomendada para a redução de complexidade de dados e não para estimação de estruturas fatoriais (Brown, 2015; Fabrigar & Wegener, 2011; Marôco, 2014; Watkins, 2018).

Relativamente à solução fatorial encontrada no presente estudo, ela é também coerente, embora não de forma estrita, com a mais aceite conceção teórica sobre as atitudes - a teoria tripartida (Eagly & Chaiken, 1993; Fabrigar et al., 2019; Petty et al., 2019). De facto, embora tenhamos obtido uma solução fatorial que remeta para a existência de quatro componentes, a análise do conteúdo dos fatores mostra que os fatores prazer na aprendizagem e ansiedade, são ambos relacionados com a componente afetiva das atitudes, uma vez que traduzem as emoções e sentimentos sentidos pelos alunos. Esta asserção é aliás partilhada por Araújo et al. (2022) que afirma também que os seus dois fatores afetividade negativa e motivação (cujos itens correspondem aos do nosso fator prazer na aprendizagem) pertencem à componente afetiva.

O fator competência pode ser incluído na componente comportamental, na medida em que, os itens que o compõem refletem as perceções dos alunos sobre a sua capacidade de

conseguirem executar as atividades propostas na disciplina de Físico-química ou seja adotarem e realizarem os comportamentos necessários.

O fator utilidade, que reúne os itens sobre as percepções dos alunos sobre a importância da disciplina no dia a dia, pode ser interpretado como traduzindo as suas crenças e conhecimentos sobre a relevância dos conteúdos e atividades, e assim estar relacionado com a componente atitudinal cognitiva. Ross et al. (2018), num estudo em que utilizaram itens da escala ASCI (Bauer, 2008), aplicada a alunos universitários de química, obtiveram uma estrutura fatorial em que deliberadamente procuraram ajustar os itens ao modelo tripartido de atitudes. Um dos fatores obtidos, a que chamaram intenção comportamental, incluía itens originalmente pertencentes ao fator interesse e utilidade de Bauer (2008) denotando assim uma interpretação distinta da nossa quanto à componente atitudinal associada a itens relativos à utilidade da química. Refira-se, no entanto, que, para além do instrumento que usaram ser de um tipo muito diferente do nosso (diferencial semântico), a estratégia adotada por aqueles autores passou por forçar o ajuste dos fatores obtidos a um modelo conceptual, eliminando inclusivamente itens apenas pelo facto de não se ajustarem aos fatores pretendidos. No nosso caso, embora soubéssemos à partida, com base nos estudos anteriores (Neto, Candeias, Pomar, et al., 2011; 2013), que os itens do questionário tinham sido desenvolvidos no quadro conceptual tripartido das atitudes, escolhemos fazer primeiro a análise fatorial exploratória sem preconcepções de partida e só depois analisar os fatores obtidos por forma a verificar se eram ou não coerentes com o quadro conceptual de partida. Os resultados da análise fatorial confirmatória e a inteligibilidade do modelo obtido, são indicadores da razoabilidade da nossa opção.

Considerando agora globalmente os dados obtidos para as correlações entre os fatores atitudinais e o rendimento académico dos alunos, pôde verificar-se que as correlações foram significativas embora moderadas (competência e ansiedade) ou fracas (prazer na

aprendizagem e utilidade). O fator com maior coeficiente de correlação foi sempre o fator competência e o menor o fator prazer na aprendizagem. No caso da ansiedade, a correlação foi negativa como esperado (Vahedi & Yari, 2014).

As reduzidas correlações entre os fatores prazer na aprendizagem e utilidade e as notas escolares ao longo dos três períodos letivos parecem ser um dos resultados mais relevantes do estudo correlacional em termos das suas implicações práticas, pois levantam a questão sobre como a escola está a desempenhar o seu papel de promotora de atitudes positivas face à ciência escolar, que embora não referido explicitamente nos documentos curriculares, é consensualmente aceite como muito importante (NASEM, 2021; OCDE 2019a; Tytler, 2014). Também no caso do fator utilidade as baixas correlações observadas podem sugerir a incapacidade tanto dos docentes como principalmente dos currículos, em transmitir aos alunos a relevância dos temas abordados e a sua integração com a vida do dia a dia. Este tipo de resultados e os possíveis problemas que indiciam, foram também sugeridos por outros autores como podendo estar relacionados com os decréscimos observados, com o avançar da escolaridade, nas atitudes dos alunos face à ciência escolar, mas não nas atitudes face à ciência em geral (Potvin & Hasni, 2014b; Sjøberg & Schreiner, 2019).

A falta de uniformidade dos fatores e subescalas de atitudes dos numerosos instrumentos utilizados na investigação das correlações entre atitudes e rendimento escolar, torna difícil a comparação direta dos resultados obtidos. No entanto tal como se pode verificar na revisão bibliográfica apresentada e nas discussões de resultados dos artigos publicados, os nossos resultados são concordantes com a maior parte dos estudos existentes.

No que se refere às correlações entre as provas constituintes da Bateria de provas de Raciocínio (BPR) e as notas dos alunos, os valores mais elevados foram, como esperado, encontrados na prova de raciocínio verbal, que avalia as capacidades de conhecimento da

língua e na prova raciocínio numérico que testa competências do âmbito da matemática. A relação próxima entre as capacidades avaliadas nestas provas e as aprendizagens escolares parece ser a explicação para a existência de correlações mais relevantes entre estas duas provas e o rendimento académico, por comparação com as restantes que integram a BPR (Almeida & Lemos, 2005; Lemos et al., 2008).

Roth et al (2015) efetuaram uma meta-análise de estudos de correlação entre as capacidade cognitivas e as notas escolares abrangendo mais de 100000 alunos e encontraram também as correlações mais elevadas para as provas de raciocínio verbal. Segundo estes autores este resultado deve-se à importância das capacidades verbais em muitas atividades escolares transversais a todas as disciplinas como por exemplo a realização de avaliações escritas que são fundamentais para o sucesso académico.

As correlações comparativamente baixas entre as provas de raciocínio abstrato, espacial e mecânico, embora semelhantes às encontradas noutro estudo reportado para Portugal (Lemos et al., 2008), foram um pouco inesperadas, nomeadamente dada a natureza dos conteúdos da disciplina de físico-química no 9.º ano de escolaridade que incluem por exemplo movimentos na Terra, forças e movimentos ou a estrutura atómica. Diversos estudos, têm demonstrado a importância destas dimensões cognitivas nas aprendizagens dos alunos. O raciocínio espacial, por exemplo, está relacionado com a capacidade de os alunos efetuarem visualizações e compreenderem as relações espaciais que muitas vezes não são diretamente observáveis (por exemplo entre átomos, placas tectónicas ou forças). No entanto, e apesar de estar demonstrada a sua relação com o rendimento académico em particular nas disciplinas de ciências, matemática e tecnologia, o desenvolvimento deste tipo capacidades cognitivas é muitas vezes negligenciado em muitos casos por falta de preparação específica dos docentes (Gagnier et al., 2021).

Os resultados sobre o poder preditivo dos quatro fatores atitudinais estudados, demonstraram que o fator competência foi o preditor mais relevante das notas escolares em todos os modelos testados. Este resultado pode estar relacionado com o facto de este fator traduzir percepções de autoconfiança dos alunos relativamente à sua capacidade de serem bem-sucedidos no âmbito da disciplina de físico-química. Esta confiança por sua vez aumenta a probabilidade dos alunos se envolverem de forma mais profunda com a disciplina e com as atividades com ela relacionadas promovendo assim níveis mais elevados de sucesso académico (Eccles & Wigfield, 2002).

A dimensão atitudinal traduzida por este fator, pode ser conceptualmente relacionada com o conceito de autoeficácia, definido como "crenças nas suas próprias capacidades para organizar e executar as ações necessárias para produzir os efeitos pretendidos" (Bandura, 1977, p. 3). Este construto por vezes referenciado como uma componente das atitudes (Koballa Jr. & Glynn, 2007; Tytler, 2014; Tytler & Osborne, 2012) foi considerado o preditor mais significativo da nota da disciplina de físico-química de alunos espanhóis matriculados no último ano do tronco comum da escolaridade obrigatória (Ardura & Pérez-Bitrián, 2019).

O fator ansiedade foi também sempre um preditor significativo das notas escolares, evidenciando como esperado, desde logo pelos resultados dos estudos correlacionais, um efeito negativo. Resultados semelhantes foram relatados por outros autores para as disciplinas de química (Akbaş & Kan, 2007) e física (Vahedi & Yari, 2014).

Os resultados relativos ao fator prazer na aprendizagem, que num dos estudos não emergiu como preditor significativo da notas escolares em dois dos três períodos letivos e no outro estudo apresentou um efeito negativo, foram algo inesperados na medida em que na maioria dos estudos reportados os efeitos de fatores com conteúdo semelhante são positivos (por exemplo C. A. da F. Fernandes, 2007; Vahedi & Yari, 2014; Xu & Lewis,

2011) embora esteja em linha com os resultados de Neto (1995) onde o grau de satisfação de alunos do 10.º ano de escolaridade de físico-química expostos à metodologia tradicional de ensino decresceu significativamente. Uma possível explicação para estes resultados pode residir na natureza do ensino nas escolas portuguesas, onde as estratégias de ensino são normalmente orientadas para as avaliações e não para o desenvolvimento de competências o que desvaloriza o processo de aprendizagem e o prazer que este produz (Zusho et al., 2003).

O fator utilidade, em concordância com os baixos valores de correlação encontrados nos estudos correlacionais, apresentou baixos níveis de poder preditivo num dos estudos e não foi sequer um preditor estatisticamente significativo no outro. As possíveis explicações para este resultado são semelhantes às discutidas para os estudos correlacionais.

As duas únicas provas cognitivas cujos resultados demonstraram ser preditores estatisticamente significativos das notas escolares a físico-química foram as provas de raciocínio verbal e numérico, com exceção da prova de raciocínio abstrato que surgiu como preditor significativo num dos períodos escolares embora com um poder preditivo muito reduzido. Mais uma vez estes resultados parecem estar alinhados com os estudos correlacionais. Outros estudos realizados em Portugal com esta bateria de provas no 9.º ano de escolaridade mas tomando como medida do rendimento académico a média das notas, mostram resultados similares relativamente às provas de raciocínio verbal e numérico, embora o resultado da prova de raciocínio espacial surja também referido como estatisticamente significativo (Lemos et al., 2008).

Um dos resultados que consideramos como mais relevante do presente estudo e que decorre em grande parte dos resultados sobre o poder preditivo das várias variáveis estudadas, é a confirmação baseada em dados empíricos da natureza multivariada do

rendimento escolar. Esta asserção é baseada em duas características dos resultados obtidos:

- em todos os modelos estudados verificou-se sempre a presença simultânea de variáveis atitudinais e cognitivas como preditores estatisticamente significativos das notas escolares a físico-química;

- a inclusão de variáveis atitudinais e cognitivas, resultou sempre na obtenção de modelos com maior capacidade explicativa das notas escolares.

A natureza multivariada do rendimento acadêmico é reconhecida pela grande diversidade de variáveis estudadas nos numerosos estudos que analisam e procuram explicar e caracterizar a influência de cada uma delas (Karadag, 2017). No entanto os estudos especificamente estruturados para avaliar simultaneamente variáveis psicológicas do domínio afetivo e cognitivo são raros. Como afirmam Nyroos et al. (2022) no editorial de um número da revista *Frontiers in Psychology* dedicado ao tópico de pesquisa fatores cognitivos e afetivos em relação com a aprendizagem: “However, less studies have investigated both cognitive and affective factors simultaneously in relation to learning. There is a lack of studies investigating the interplay (i.e., moderation and mediation) between cognitive and affective factors on learning” (p. 1).

Relativamente aos efeitos de gênero nos vários fatores na atitude dos alunos face à Físico-química, nos nossos resultados as médias dos fatores competência e prazer na aprendizagem eram significativamente mais elevadas nos rapazes, não havendo diferenças significativas entre rapazes e raparigas nos outros dois fatores (ansiedade e utilidade). A análise da bibliografia existente sobre este tema indica que os rapazes apresentam atitudes em relação às ciências, mais positivas que as raparigas, particularmente no que se refere à física e à química (OCDE 2016; Weinburgh, 1995) embora existam também, particularmente em estudos específicos sobre as atitudes face à

química de alunos do ensino não superior, estudos que referem a ausência de efeitos de género nos resultados (por exemplo A. Kahveci, 2015; Montes et al., 2022) ou mesmo atitudes mais positivas por parte das raparigas (por exemplo Heng & Karpudewan, 2015).

Kousa et al. (2018) referem no seu estudo que as raparigas consideraram a química aborrecida e complicada e competências de química inúteis no futuro, ao contrário dos rapazes que referiram ser bem sucedidos na química e acharam tanto a química como as suas tarefas acessíveis. Estes resultados são coerentes com as diferenças que favorecem as atitudes dos rapazes nos fatores competência e prazer na aprendizagem encontrados em nosso estudo.

Kessels, et al.(2006) mediram a as atitudes implícitas de alunos alemães face à física em alunos do 11.º ano de escolaridade. Os resultados indicaram que as raparigas percecionavam a física como difícil e masculina, sugerindo os autores que as raparigas poderão não querer expressar interesse na física pois isso poderia comprometer a feminilidade e a sua popularidade entre os seus pares.

A existência de fatores socioculturais deste tipo, prejudicando as atitudes das raparigas face às ciências escolares, pode também existir em Portugal e pode explicar os resultados encontrados, já que a física e a química são ainda muitas vezes vistas como disciplinas de rapazes ao contrário da biologia. Estudos recentes no Reino Unido (Institute of Physics, 2017) reforçam estas opiniões, referindo a existência de estereótipos de género, incluindo por parte das raparigas, mesmo quando os níveis sucesso académico são semelhantes.

Considerando de forma global o conjunto de resultados obtidos neste estudo, é de salientar o contributo dado para o estabelecimento de um modelo estrutural de atitudes face à disciplina de Físico-química. Este modelo é baseado num questionário com boas características psicométricas e de fácil aplicação tanto em contexto escolar como de investigação, o que o torna num instrumento capaz de permitir o estudo e a caracterização

das atitudes dos alunos, preenchendo uma lacuna, existente em Portugal, dada a quase total ausência de outros estudos e instrumentos nesta área.

A importância deste resultado decorre da relevância que é atribuída às atitudes, em particular às atitudes face à ciência, na formação de cidadãos disponíveis para se relacionarem com a Ciência, capazes de reconhecer o valor das diferentes áreas científicas e tecnológicas na sua vida diária e utilizar o saber e o método científicos para interpretar a realidade e tomar as decisões de cariz científico-tecnológico cada vez mais frequentes e necessárias nas sociedades modernas (OCDE, 2019a; Tytler, 2014).

Capítulo 6 – Conclusão

6. Conclusão

Este trabalho teve como ponto de partida a questão de investigação: *Qual a importância das atitudes no rendimento escolar de alunos portugueses do ensino básico?* A escolha desta questão decorreu de um pressuposto de base e de uma constatação. O pressuposto de base é que, tal como é desde há muito amplamente aceite, os fatores pertencentes ao domínio afetivo da educação, em particular as atitudes (Kind et al., 2007; Tytler & Osborne, 2012) são fundamentais para promover a realização de aprendizagens efetivas e o empenhamento dos alunos.

“Lets get down to simple words: Do your students *enjoy* some of the things they do in science? Does their enjoyment reach a higher level than fun and become a feeling of doing and thinking in science?” (Rogers, 1972, como citado em Gardner, 1975).

Esta citação com cinco décadas, uma das que Gardner usa para começar o seu muito citado artigo “Attitudes to science: a review” (1975), traduz de uma forma pragmática e simples a importância dos afetos, não só para envolver os alunos nas atividades das aulas de ciências mas, o que talvez seja ainda mais importante, fazendo com que divertimento se converta em aprendizagens efetivas.

A constatação é que o número de estudos e instrumentos sobre a importância das atitudes face à(s) ciência(s) escolares em Portugal é muitíssimo reduzido.

Do conjunto de resultados obtidos no presente estudo pensamos ser de salientar o que se refere ao objetivo específico que definimos como “*Analisar a validade de construto das escalas de atitudes face à ciência em alunos do ensino básico (disciplina de Físico-química)*”, pois é aquele que poderá ter maiores implicações futuras tanto ao nível da investigação como ao nível da contribuição para um melhor conhecimento das atitudes

dos alunos por parte dos docentes e outros atores do processo educativo. O resultado desta análise por um lado permitiu estabelecer um modelo estrutural para as atitudes face à disciplina de Físico-química com fatores de conteúdo inteligível e por outro lado sugere que o questionário que esteve na base deste estudo apresenta boas indicações quanto às suas características psicométricas.

O modelo obtido aponta para uma estrutura que em termos gerais pode ser enquadrável naquele que é o mais consensual quadro teórico sobre atitudes: a teoria tripartida das atitudes (Albarracín et al., 2019). Os fatores Ansiedade e Prazer na aprendizagem, relativos aos sentimentos e emoções sentidos pelos alunos durante as aulas e outras atividades relativas à disciplina, podem relacionar-se com a componente afetiva das atitudes. O fator Competência, cujos itens traduzem as perceções dos alunos sobre as suas capacidades de executar com sucesso as atividades propostas na disciplina, remete para a componente comportamental. O fator utilidade, que reúne os itens sobre a relevância da Físico-química no dia a dia, pode associar-se à componente cognitiva na medida em que traduz as suas crenças sobre a relevância dos conhecimentos e competências aprendidos.

O questionário que esteve na base deste estudo apresenta boas indicações quanto às características psicométricas pelo que poderá no futuro tornar-se num instrumento de trabalho passível, por exemplo, de ser utilizado pelos docentes do ensino básico nas suas escolas ou pelos responsáveis políticos ao nível do desenvolvimento de políticas ou intervenções educativas.

A natureza complexa e multivariada do rendimento académico é consensualmente aceite por todos os que estudam e trabalham na área da educação. Neste sentido os estudos correlacionais e preditivos desenvolvidos com o objetivo de “*Caraterizar os efeitos preditores das atitudes dos alunos do ensino básico relativamente à disciplina de Físico-química no rendimento escolar*”, foram efetuados usando uma abordagem multivariada

em que utilizámos em conjunto com as atitudes, as provas de raciocínio da BPR. Os resultados obtidos, que se enquadram dentro dos encontrados em outros estudos comparáveis, permitiram obter dados empíricos que demonstraram que tanto as variáveis atitudinais como as cognitivas estão, em termos gerais, correlacionadas com o rendimento académico e ainda que ambas são preditores significativos do rendimento.

A análise mais detalhada dos resultados revelou ainda alguns dados, como as baixas correlações entre os fatores Prazer na aprendizagem e Utilidade e o rendimento académico que nos parecem ser algo inquietantes, pois sugerem que os alunos não têm uma relação positiva com a disciplina, nem reconhecem a utilidade das aprendizagens propostas. Este facto é duplamente preocupante pois por um lado indica que a Escola não está a cumprir o que está prescrito nos documentos curriculares, de “desenvolver processos cognitivos e atitudes particularmente associados à ciência” (por exemplo DGE, 2018b, p. 3). Por outro lado, sugere que a Escola não está a ser capaz de manter os alunos envolvidos com a ciência, reduzindo a sua vontade de escolherem mais tarde carreiras profissionais na área da ciência e tecnologia. Os resultados sobre a capacidade preditiva destes fatores atitudinais corroboram esta evidência, devendo, portanto, ser tidos em conta no momento de planear conteúdos e estratégias de ensino a utilizar, ao mesmo tempo que reforçam a necessidade de continuar a desenvolver estudos que permitam conhecer as atitudes dos alunos.

Relativamente ao objetivo específico “*Avaliar a existência de diferenças de género nas atitudes dos alunos do ensino básico face à disciplina de Físico-química*”, o estudo comparativo das atitudes em função do género mostrou que as raparigas apresentavam atitudes menos positivas que os rapazes face a esta disciplina. Embora este fosse um resultado esperado, mostra que continua a ser necessário empenhar a comunidade

educativa por forma a minimizar esta diferença, combatendo o estereótipo de masculinidade da física.

Em síntese parecem constituir-se como contributos mais significativos deste estudo:

- o desenvolvimento do questionário de atitudes face à disciplina de Físico-química, que apesar de necessitar de ser aplicado mais vezes e em amostras maiores, deu já boas indicações quanto à sua validade;
- a obtenção de dados empíricos que sugerem a existência de interações significativas entre as atitudes, o raciocínio e o rendimento escolar, que demonstram a necessidade de continuar a promover este tipo de estudos dadas as implicações práticas que os resultados parecem evidenciar.

A principal limitação deste estudo prende-se com a reduzida dimensão da amostra e com a necessidade de repetir a aplicação dos instrumentos, em particular do questionário de atitudes, para garantir a validade dos resultados obtidos. De facto, embora a dimensão da amostra, tenha permitido obter índices estatísticos que asseguram a validade do estudo fatorial na amostra estudada, consideramos ser muito importante alargar o âmbito da aplicação do questionário para poder validar os resultados. A natureza quase exploratória do estudo das atitudes face às disciplinas escolares de ciências na população portuguesa e a inexistência de outros instrumentos de avaliação com provas dadas, dificulta a operacionalização dos estudos e comparação dos resultados.

A finalizar apontam-se algumas sugestões, decorrentes tanto os resultados obtidos como das limitações encontradas. Num primeiro momento pensamos que se deveria proceder à consolidação da validade do questionário o que poderia passar pela validação de uma versão digital pelas vantagens que traria tanto ao nível da facilidade da aplicação e da recolha e tratamento dos dados como ao nível da redução dos impactos ambientais e

custos associados. Uma vez desenvolvida e validada a versão digital, a aplicação alargada do questionário numa amostra representativa de âmbito nacional poderia conduzir ao desenvolvimento de normas técnicas que possibilitassem a sua utilização alargada e fácil interpretação dos resultados. Por outro lado, pensamos que dada a natureza dos itens do questionário deverá ser possível, com pequenas adaptações, desenvolver versões do questionário direcionadas para outras disciplinas de ciências e adequadas a outros níveis de escolaridade.

Uma sugestão final decorre no entanto do conjunto de conhecimentos resultante deste estudo e refere-se à necessidade de se retirarem dele as implicações práticas que os resultados sugerem. As análises efetuadas confirmam a necessidade de ter em conta os fatores de tipo não cognitivo, nomeadamente as atitudes, tanto a nível da prática docente como da organização da escola e dos currículos. Não só os currículos, como as práticas dos docentes na implementação dos mesmos e o ambiente escolar em geral, deverão ser adequados para permitir que todos os alunos, independentemente de continuarem ou não a estudar e a praticar ciência, desenvolvam atitudes positivas em relação à ciência e ao seu papel na sociedade e mantenham a disponibilidade e a vontade para a utilizar para compreender a realidade que os rodeia. Desta forma a ciência passará a ser algo que desejamos conhecer e não algo que estudamos porque “temos que”.

Capítulo 7 – Bibliografía

7. Bibliografia

- Abbott, B. B., & Bordens, K. S. (2018). *Research design and methods: A process approach* (10th ed.). McGraw-Hill Education (USA).
- Abreu, P. N. L. de. (2015). *Relatório da Prática Profissional* [Mestrado, Universidade Nova de Lisboa, Faculdade de Ciências e Tecnologias, Portugal].
<http://hdl.handle.net/10362/16532>
- Adams, W. K., Perkins, K. K., Dubson, M., Finkelstein, N. D., & Wieman, C. E. (2005). The Design and Validation of the Colorado Learning Attitudes about Science Survey. *AIP Conference Proceedings*, 790(1), 45–48.
<https://doi.org/10.1063/1.2084697>
- Aguilera, D., & Perales-Palacios, F. J. (2018). What Effects Do Didactic Interventions Have on Students' Attitudes Towards Science? A Meta-Analysis. *Research in Science Education*, 50(2), 573–597. <https://doi.org/10.1007/s11165-018-9702-2>
- Aiken, L. R., & Aiken, D. R. (1969). Recent research on attitudes concerning science. *Science Education*, 53(4), 295–305. <https://doi.org/10.1002/sce.3730530405>
- Ajzen, I. (1985). From Intentions to Actions: A Theory of Planned Behavior. Em J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Action Control* (pp. 11–39). Springer Berlin Heidelberg.
https://doi.org/10.1007/978-3-642-69746-3_2
- Ajzen, I. (1989). Attitude structure and behavior. Em A. R. Pratkanis, S. J. Breckler, & A. G. Greenwald (Eds.), *Attitude structure and function*. (pp. 241–274). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (2000). Attitudes and the Attitude-Behavior Relation: Reasoned and Automatic Processes. *European Review of Social Psychology*, 11(1), 1–33.
<https://doi.org/10.1080/14792779943000116>

- Ajzen, I., Fishbein, M., Lohman, S., & Albarracin, D. (2019). The influence of attitudes on behavior. Em D. Albarracin & B. T. Johnson (Eds.), *The Handbook of Attitudes. Volume 1: Basic Principles*. (2.^a ed., Vol. 1, pp. 197–255). Routledge, Taylor Francis Group.
- Akbaş, A., & Kan, A. (2007). Affective Factors That Influence Chemistry Achievement (Motivation and Anxiety) and the Power of These Factors to Predict Chemistry Achievement-II. *Journal of Turkish Science Education*, 4(1), 10–19.
- Albarracin, D., & Johnson, B. T. (2018). *The Handbook of Attitudes, Volume 1: Basic Principles: 2nd Edition*. Routledge.
- Albarracin, D., Sunderrajan, A., Lohman, S., Chan, S., & Jiang, D. (2019). The Psychology of Attitudes, Motivation and Persuasion. Em D. Albarracin & B. T. Johnson (Eds.), *The Handbook of Attitudes. Volume 1: Basic Principles*. (2.^a ed., Vol. 1, pp. 3–44). Routledge, Taylor Francis Group.
- Albarracín, D., Wang, W., Li, H., & Noguchi, K. (2008). Structure of attitudes: Judgments, memory, and implications for change. Em W. D. Crano & R. Prislin (Eds.), *Attitudes and attitude change*. (pp. 19–39). Psychology Press.
- Allport, G. (1935). Attitudes. Em C. Murchison (Ed.), *A handbook of social psychology*, (pp. 798–844). Clark University press; London, H. Milford, Oxford University Press.
- Almeida, L. S. (1986). *O raciocínio diferencial dos jovens portugueses. Sua avaliação, desenvolvimento e diferenciação* [Doutoramento, Universidade do Porto].
https://repositorio-aberto.up.pt/bitstream/10216/53623/1/7_TD_01_P.pdf
- Almeida, L. S., & Lemos, G. C. (2005). Aptidões cognitivas e rendimento académico: A validade preditiva dos testes de inteligência. *Psicologia, Educação e Cultura*, IX(2), 277–289.

- Almeida, L. S., & Lemos, G. C. (2006). *Bateria de Provas de raciocínio: Manual técnico*. Centro de Investigação em Psicologia. Universidade do Minho.
- Almeida, L. S., Nascimento, E. do, Lima, A. de O. F., Vasconcelos, A. G., Akama, C. T., & Santos, M. T. (2010). Bateria de provas de raciocínio (BPR-5): Estudo exploratório em alunos universitários. *Avaliação Psicológica*, 9, 155–162.
- Alsop, S. (2005). Bridging the Cartesian Divide: Science Education and Affect. Em S. Alsop (Ed.), *Beyond Cartesian Dualism: Encountering Affect in the Teaching and Learning of Science* (pp. 3–16). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/1-4020-3808-9_1
- Alsop, S. (2015). Affect in Learning Science. Em R. Gunstone (Ed.), *Encyclopedia of Science Education* (pp. 20–24). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-007-2150-0_85
- Alsop, S., & Watts, M. (2003). Science education and affect. *International Journal of Science Education*, 25(9), 1043–1047. <https://doi.org/10.1080/0950069032000052180>
- Alves, J. M. (2013). A avaliação pedagógica e os impactos nas memórias. Em J. M. Alves (Ed.), *Memórias de Professores – Emoções, Identidades Profissionais, Currículo e Avaliação* (pp. 147–181). Centro de Estudos em Desenvolvimento Humano da Faculdade de Educação e Psicologia da Universidade Católica Portuguesa. <http://hdl.handle.net/10400.14/11550>
- Alves, J. M., & Machado, J. (2013). Exames: Mitos e realidades. Em J. Machado & J. M. Alves (Eds.), *Melhorar a Escola–Sucesso Escolar, Disciplina, Motivação, Direção de Escolas e Políticas Educativas*. Faculdade de Educação e Psicologia (pp. 155–177). Faculdade de Educação e Psicologia da Universidade Católica

Portuguesa / Centro de Estudos em Desenvolvimento Humano (CEDH) & Serviço de Apoio à Melhoria das Escolas.

Amado, J., & Boavida, J. (2008). *Ciências da educação: Epistemologia, identidade e perspectivas* (2.^a ed.). Imprensa da Universidade de Coimbra.
<https://doi.org/10.14195/978-989-26-0414-5>

Araújo, J. L., Morais, C., & Paiva, J. C. (2021). Students' attitudes towards science: The contribution of a citizen science project for monitoring coastal water quality and (micro)plastics. *Journal of Baltic Science Education*, 20(6), 881–893.
<https://doi.org/10.33225/jbse/21.20.881>

Araújo, J. L., Morais, C., & Paiva, J. C. (2022). Citizen Science as a Pedagogical Tool in Chemistry Education: Students' Attitudes and Teachers' Perceptions. *Interdisciplinary Journal of Environmental and Science Education*, 18(2), e2271.
<https://doi.org/10.21601/ijese/11841>

Ardura, D., & Galán, A. (2019). The interplay of learning approaches and self-efficacy in secondary school students' academic achievement in science. *International Journal of Science Education*, 41(13), 1723–1743.
<https://doi.org/10.1080/09500693.2019.1638981>

Ardura, D., & Pérez-Bitrián, A. (2019). Motivational pathways towards academic achievement in physics & chemistry: A comparison between students who opt out and those who persist. *Chemistry Education Research and Practice*, 20(3), 618–632. <https://doi.org/10.1039/C9RP00073A>

Arniezca, E. Y., & Ikhsan, J. (2021). *Students' Attitudes Towards Chemistry: On the Gender and Grades Perspective*: 309–314.
<https://doi.org/10.2991/assehr.k.210326.044>

- Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2009). Exploratory Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397–438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Astalini, A., Kurniawan, D. A., & Perdana, R. (2019). Student attitudes to physics lessons: In case Indonesia. *Jurnal Pendidikan Karakter*, 9(2), 152–162. <https://doi.org/10.21831/jpk.v9i2.23837>
- Awodun, A. O., Oni, S. A., & Aladejana, A. L. (2014). Students' variables as predictor of secondary school students' performance in physics. *Int. J. Sci. Res*, 4(8), 541–545.
- Banaji, M. R., & Heiphetz, L. (2010). Attitudes. Em D. T. Gilbert & S. T. Fiske (Eds.), *Handbook of social psychology*, (pp. 353–393). John Wiley & Sons, Inc.
- Bandura, A. (1977). *Self-Efficacy: The exercise of control*. W.H. Freeman and Company.
- Barbera, J., Adams, W. K., Wieman, C. E., & Perkins, K. K. (2008). Modifying and Validating the Colorado Learning Attitudes about Science Survey for Use in Chemistry. *Journal of Chemical Education*, 85(10), 1435. <https://doi.org/10.1021/ed085p1435>
- Barden, J., & Tormala, Z. L. (2014). Elaboration and Attitude Strength: The New Metacognitive Perspective. *Social and Personality Psychology Compass*, 8(1), 17–29. <https://doi.org/10.1111/spc3.12078>
- Barmby, P., Kind, P. M., & Jones, K. (2008). Examining Changing Attitudes in Secondary School Science. *International Journal of Science Education*, 30(8), 1075–1093. <https://doi.org/10.1080/09500690701344966>
- Bassili, J. N. (2008). Attitude Strength. Em W. D. Crano & R. Prislin (Eds.), *Attitudes and Attitude Change* (pp. 237–260). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9780203838068>

- Bates, A., Shifflet, R., & Lin, M. (2013). Academic Achievement. An Elementary School Perspective. Em J. Hattie & E. Anderman (Eds.), *International guide to student achievement* (pp. 7–9). Routledge, Taylor Francis Group.
<https://www.book2look.com/embed/PeDUeEpgJa&euid=164526805&ruid=0&refererpath=www.book2look.com&clickedby=EPUB>
- Bauer, C. F. (2008). Attitude toward Chemistry: A Semantic Differential Instrument for Assessing Curriculum Impacts. *Journal of Chemical Education*, 85(10), 1440.
<https://doi.org/10.1021/ed085p1440>
- Bem, D. J. (1972). Self-perception theory. Em *Advances in experimental social psychology* (Vol. 6, pp. 1–62). Elsevier.
- Bennett, J., Lubben, F., & Hogarth, S. (2007). Bringing science to life: A synthesis of the research evidence on the effects of context-based and STS approaches to science teaching. *Science Education*, 91(3), 347–370. <https://doi.org/10.1002/sci.20186>
- Blalock, C. L., Lichtenstein, M. J., Owen, S., Pruski, L., Marshall, C., & Toepperwein, M. (2008). In Pursuit of Validity: A comprehensive review of science attitude instruments 1935–2005. *International Journal of Science Education*, 30(7), 961–977. <https://doi.org/10.1080/09500690701344578>
- Bloom, B. S. (1956). *Taxonomy of Educational Objectives. Handbook 1: Cognitive domain*. David McKay Company, Inc.
- Bloom, B. S. (1977). Affective Outcomes of School Learning. *The Phi Delta Kappan*, 59(3), 193–198. JSTOR.
- Bohner, G., & Dickel, N. (2011). Attitudes and Attitude Change. *Annual Review of Psychology*, 62(1), 391–417.
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.121208.131609>

- Bologna, V., & Peressi, M. (2021). Attitudes towards Physics: Developing an instrument to measure the Physics learning improvement in Italian high school. *Il Nuovo Cimento C*, 44(405), 1–4. <https://doi.org/10.1393/ncc/i2021-21158-6>
- Bowen, N. K., & Masa, R. D. (2015). Conducting Measurement Invariance Tests with Ordinal Data: A Guide for Social Work Researchers. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 6(2), 229–249. <https://doi.org/10.1086/681607>
- Breckler, S. J. (2004). Hold still while I measure your attitude: Assessment in the throes of ambivalence. Em G. Haddock & G. Maio (Eds.), *Contemporary perspectives on the psychology of attitudes* (pp. 77–89). Psychology Press.
- Briñol, P., & Petty, R. E. (2012). A history of attitudes and persuasion research. Em W. Kruglanski & W. Stroebe (Eds.), *Handbook of the history of social psychology*. (pp. 283–320). Psychology Press.
- Briñol, P., Petty, R. E., & Stavraki, M. (2019). *Structure and Function of Attitudes*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190236557.013.320>
- Brookhart, S. M. (2017). *How to use grading to improve learning*. Association for Supervision and Curriculum Development- ASCD.
- Brookhart, S. M., Guskey, T. R., Bowers, A. J., McMillan, J. H., Smith, J. K., Smith, L. F., Stevens, M. T., & Welsh, M. E. (2016). A Century of Grading Research: Meaning and Value in the Most Common Educational Measure. *Review of Educational Research*, 86(4), 803–848. <https://doi.org/10.3102/0034654316672069>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Publications Inc.

- Caluzi, J. J., & Rosella, M. L. A. (2003). *Edgar Morin: A complexidade subsidiando o ensino de ciências*. IV Encontro nacional de pesquisa em educação em ciências, São Paulo, Brasil. <https://fep.if.usp.br/~profis/arquivo/encontros/enpec/ivenpec/Arquivos/Orais/ORAL064.pdf>
- Candeias, A., Rosário, A. C., Almeida, L. S., & Guisande, M. A. (2007). Bateria de provas de raciocínio diferencial: Suporte à sua utilização em orientação vocacional. *Revista Portuguesa de Psicologia*, 41(1), 143–156.
- Carroll, J. B. (1993). *Human Cognitive Abilities: A Survey of Factor-Analytic Studies* (1.^a ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511571312>
- Cattell, R. B. (1943). The measurement of adult intelligence. *Psychological Bulletin*, 40(3), 153–193. <https://doi.org/10.1037/h0059973>
- Cattell, R. B. (1987). *Intelligence: Its structure, growth and action* (Vol. 35). ElsevierScience Publishers.
- Çermik, H., & Kara, İ. (2020). Physics Course Attitudes Scale for High School Students: A Validity and Reliability Study. *International Journal of Assessment Tools in Education*, 62–72. <https://doi.org/10.21449/ijate.693211>
- Cheung, D. (2009a). Students' Attitudes Toward Chemistry Lessons: The Interaction Effect between Grade Level and Gender. *Research in Science Education*, 39(1), 75–91. <https://doi.org/10.1007/s11165-007-9075-4>
- Cheung, D. (2009b). Developing a Scale to Measure Students' Attitudes toward Chemistry Lessons. *International Journal of Science Education*, 31(16), 2185–2203. <https://doi.org/10.1080/09500690802189799>

- Cheung, D. (2011). Evaluating Student Attitudes toward Chemistry Lessons to Enhance Teaching in the Secondary School. *Educación Química*, 22(2), 117–122. [https://doi.org/10.1016/S0187-893X\(18\)30123-X](https://doi.org/10.1016/S0187-893X(18)30123-X)
- Cohen, L., Morrison, K., & Manion, L. (2000). *Research methods in education* (5th ed.). Taylor & Francis.
- Colom, R., Karama, S., Jung, R. E., & Haier, R. J. (2010). Human intelligence and brain networks. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 12(4), 489–501. <https://doi.org/10.31887/DCNS.2010.12.4/rcolom>
- Cooper, J., Blackman, S., & Keller, K. (2016). *The Science of Attitudes*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315717319>
- Coutinho, C. P. (2008). Estudos correlacionais em educação: Potencialidades e limitações. *Psicologia, Educação e Cultura*, 12(1), 143–169.
- Coutinho, C. P. (2014). *Metodologia de investigação em ciências sociais e humanas*. Leya.
- Crano, W. D., & Prislin, R. (2006). Attitudes and Persuasion. *Annual Review of Psychology*, 57(1), 345–374. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.57.102904.190034>
- Cronbach, L. J. (1951). “Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests“. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.4135/9781412961288.n54>
- Deary, I. J., Strand, S., Smith, P., & Fernandes, C. (2007). Intelligence and educational achievement. *Intelligence*, 35(1), 13–21. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2006.02.001>
- Delors, J. (1996). *Learning: The treasure within: Report to UNESCO of the International Commission on Education for the Twenty-first Century* (p. 268). UNESCO Publishing.

- Devos, T. (2008). Implicit Attitudes 101 Theoretical and Empirical Insights. Em W. D. Crano & R. Prislin (Eds.), *Attitudes and Attitude Change* (pp. 61–84). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9780203838068>
- Dewey, J. (1916). Method in science teaching. *General Science Quarterly*, 1(1), 3–9. <https://doi.org/10.1002/sce.3730010101>
- Direção Geral da Educação. (2017). *Perfil dos Alunos à Saída da Escolaridade Obrigatória*. Ministério da Educação.
- Direção Geral da Educação. (2018a). *Aprendizagens Essenciais 1.º ciclo do ensino básico. Estudo do meio 1.º ano*. Ministério da Educação. http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/1_ciclo/1_estudo_do_meio.pdf
- Direção Geral da Educação. (2018b). *Aprendizagens Essenciais 2.º ciclo do ensino básico. Ciências Naturais 5.º ano*. Ministério da Educação. http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/2_ciclo/5_ciencias_naturais.pdf
- Direção Geral da Educação. (2018c). *Aprendizagens Essenciais 2.º ciclo do ensino básico. Ciências Naturais 6.º ano*. Ministério da Educação. http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/2_ciclo/6_ciencias_naturais.pdf
- Direção Geral da Educação. (2018d). *Aprendizagens Essenciais 3.º ciclo do ensino básico. Ciências Naturais 7.º ano*. Ministério da Educação. http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/3_ciclo/ciencias_naturais_3c_7a_ff.pdf
- Direção Geral da Educação. (2018e). *Aprendizagens Essenciais 3.º ciclo do ensino básico. Ciências Naturais 8.º ano*. Ministério da Educação.

http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/3_ciclo/ciencias_naturais_3c_8a_ff.pdf

Direção Geral da Educação. (2018f). *Aprendizagens Essenciais 3.º ciclo do ensino básico. Ciências Naturais 9.º ano*. Ministério da Educação.
http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/3_ciclo/ciencias_naturais_3c_9a_ff.pdf

Direção Geral da Educação. (2018g). *Aprendizagens Essenciais 3.º ciclo do ensino básico. Físico-química 7.º ano*. Ministério da Educação.
http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/3_ciclo/fisico-quimica_3c_7a_ff.pdf

Direção Geral da Educação. (2018h). *Aprendizagens Essenciais 3.º ciclo do ensino básico. Físico-química 8.º ano*. Ministério da Educação.
http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/3_ciclo/fisico-quimica_3c_8a_ff.pdf

Direção Geral da Educação. (2018i). *Aprendizagens Essenciais 3.º ciclo do ensino básico. Físico-química 9.º ano*. Ministério da Educação.
http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/3_ciclo/fisico-quimica_3c_9a.pdf

Direção Geral da Educação. (2018j). *Aprendizagens Essenciais Ensino secundário. Biologia e Geologia 10.º ano*. Ministério da Educação.
http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/10_biologia_e_geologia.pdf

Direção Geral da Educação. (2018k). *Aprendizagens Essenciais Ensino secundário. Biologia e Geologia 11.º ano*. Ministério da Educação.

http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/1_1_biologia_e_geologia.pdf

Direção Geral da Educação. (2018l). *Aprendizagens Essenciais Ensino secundário. Física e Química A 10.º ano*. Ministério da Educação.
http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/1_0_fq_a.pdf

Direção Geral da Educação. (2018m). *Aprendizagens Essenciais Ensino secundário. Física e Química A 11.º ano*. Ministério da Educação.
http://www.dge.mec.pt/sites/default/files/Curriculo/Aprendizagens_Essenciais/1_1_fq_a.pdf

Direção Geral da Educação. (s.d.). *Aprendizagens Essenciais—Ensino Básico*.
<http://www.dge.mec.pt/aprendizagens-essenciais-ensino-basico>

DiStefano, C., & Morgan, G. B. (2014). A Comparison of Diagonal Weighted Least Squares Robust Estimation Techniques for Ordinal Data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 425–438.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>

Douglas, K. A., Yale, M. S., Bennett, D. E., Haugan, M. P., & Bryan, L. A. (2014). Evaluation of Colorado Learning Attitudes about Science Survey. *Physical Review Special Topics - Physics Education Research*, 10(2), 020128.
<https://doi.org/10.1103/PhysRevSTPER.10.020128>

Eagly, A. H., & Chaiken, S. (1993). *The psychology of attitudes*. Harcourt brace Jovanovich college publishers.

Eagly, A. H., & Chaiken, S. (1998). Attitude structure and function. Em *The handbook of social psychology*, (4th ed., Vol. 1, pp. 269–322). McGraw-Hill.

- Eagly, A. H., & Chaiken, S. (2007). The Advantages of an Inclusive Definition of Attitude. *Social Cognition*, 25(5), 582–602. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.582>
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational Beliefs, Values, and Goals. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 109–132. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135153>
- Fabrigar, L. R., MacDonald, T. K., & Wegener, D. T. (2019). The origins and structure of attitudes. Em D. Albarracín & B. T. Johnson (Eds.), *The Handbook of Attitudes. Volume 1: Basic Principles*. (2nd ed., Vol. 1, pp. 109–157). Routledge, Taylor and Francis Group.
- Fabrigar, L. R., & Wegener, D. T. (2010). Attitude structure. Em *Advanced social psychology: The state of the science*. (pp. 177–216). Oxford University Press.
- Fabrigar, L. R., & Wegener, D. T. (2011). *Exploratory factor analysis*. Oxford University Press.
- Fazio, R. H. (1990). Multiple Processes by which Attitudes Guide Behavior: The Mode Model as an Integrative Framework. Em M. P. Zanna (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 23, pp. 75–109). Academic Press. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60318-4](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60318-4)
- Fazio, R. H. (2000). Accessible attitudes as tools for object appraisal: Their costs and benefits. Em G. R. Maio & J. M. Olson (Eds.), *Why we evaluate: Functions of attitudes*. (pp. 1–36). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Fazio, R. H. (2007). Attitudes as Object–Evaluation Associations of Varying Strength. *Social Cognition*, 25(5), 603–637. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.603>
- Fazio, R. H., & Olson, J. (2014). The MODE Model. Attitude–Behavior Processes as a Function of Motivation and Opportunity. Em J. W. Sherman, B. Gawronski, & Y.

- Trope (Eds.), *Dual-Process Theories of the Social Mind* (pp. 155–171). Guilford Publications.
- Fazio, R. H., & Olson, M. A. (2003). Implicit Measures in Social Cognition Research: Their Meaning and Use. *Annual Review of Psychology*, *54*(1), 297–327. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.54.101601.145225>
- Fazio, R. H., Petty, R. E., & Krosnick, J. A. (1995). Attitudes as object-evaluation associations: Determinants, consequences, and correlates of attitude accessibility. Em *Attitude strength: Antecedents and consequences* (Vol. 1, pp. 247–282). Erlbaum.
- Fazio, R. H., Sanbonmatsu, D. M., Powell, M. C., & Kardes, F. R. (1986). On the automatic activation of attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, *50*(2), 229–238. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.2.229>
- Fennema, E., & Sherman, J. A. (1976). Brief Reports: Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scales: Instruments Designed to Measure Attitudes Toward the Learning of Mathematics by Females and Males. *Journal for Research in Mathematics Education*, *7*(5), 324–326. <https://doi.org/10.5951/jresmetheduc.7.5.0324>
- Fernandes, C. A. da F. (2007). *A matemática na disciplina de ciências físico-químicas: Um estudo sobre as atitudes de alunos do 9º ano de escolaridade* [Mestrado, Universidade do Minho, Portugal]. <http://hdl.handle.net/1822/8140>
- Fernandes, D. (2007). A avaliação das aprendizagens no Sistema Educativo Português. *Educação e Pesquisa*, *33*, 581–600. <https://doi.org/10.1590/S1517-97022007000300013>
- Fernandes, D. (2019). Avaliações externas e aprendizagens dos alunos: Uma reflexão crítica. *Linhas Críticas*, *25*. <https://doi.org/10.26512/lc.v25i0.24579>

- Fernandes, D. (2021). *Avaliação pedagógica, classificação e notas: Perspetivas contemporâneas*. (Folha de apoio à formação-Projeto de Monitorização, Acompanhamento e Investigação em Avaliação Pedagógica (MAIA)). Ministério da Educação/Direção-Geral da Educação.
- Fishbein, M. (1963). An Investigation of the Relationships between Beliefs about an Object and the Attitude toward that Object. *Human Relations*, 16(3), 233–239. <https://doi.org/10.1177/001872676301600302>
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Addison-Wesley Pub. Co. <https://people.umass.edu/aizen/f&a1975.html>
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (2010). *Predicting and changing behavior: The reasoned action approach*. (1st ed., pp. xix, 518). Psychology Press.
- Flaherty, A. A. (2020). A review of affective chemistry education research and its implications for future research. *Chemistry Education Research and Practice*, 21(3), 698–713. <https://doi.org/10.1039/C9RP00200F>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Fortus, D. (2014a). Motivation and the learning of science. Em R. Gunstone (Ed.), *Encyclopedia of Science Education* (pp. 665–667). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-007-6165-0_114-2
- Fortus, D. (2014b). Attending to affect. *Journal of Research in Science Teaching*, 51(7), 821–835. <https://doi.org/10.1002/tea.21155>

- Fortus, D., Lin, J., Neumann, K., & Sadler, T. D. (2022). The role of affect in science literacy for all. *International Journal of Science Education*, 44(4), 535–555. <https://doi.org/10.1080/09500693.2022.2036384>
- Fraser, B. J. (1978). Development of a test of science-related attitudes. *Science Education*, 62(4), 509–515. <https://doi.org/10.1002/sce.3730620411>
- Gagnier, K. M., Holochwost, S. J., & Fisher, K. R. (2021). Spatial thinking in science, technology, engineering, and mathematics: Elementary teachers' beliefs, perceptions, and self-efficacy. *Journal of Research in Science Teaching*, 59(1), 95–126. <https://doi.org/10.1002/tea.21722>
- Gardner, P. L. (1975). Attitudes to Science: A Review. *Studies in Science Education*, 2(1), 1–41. <https://doi.org/10.1080/03057267508559818>
- Gawronski, B. (2007). Editorial: Attitudes can be Measured! But What is an Attitude? *Social Cognition*, 25(5), 573–581. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.573>
- Gawronski, B., & Bodenhausen, G. V. (2007). Unraveling the Processes Underlying Evaluation: Attitudes from the Perspective of the Ape Model. *Social Cognition*, 25(5), 687–717. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.687>
- Gottfredson, L. S. (1997). Mainstream science on intelligence: An editorial with 52 signatories, history, and bibliography. *Intelligence*, 24(1), 13–23. [https://doi.org/10.1016/S0160-2896\(97\)90011-8](https://doi.org/10.1016/S0160-2896(97)90011-8)
- Greenwald, A. G., & Banaji, M. R. (1995). Implicit Social Cognition: Attitudes, Self-Esteem, and Stereotypes. *Psychological Review*, 102(1), 4–27. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.102.1.4>
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: The implicit association test. *Journal of*

Personality and Social Psychology, 74(6), 1464–1480.

<https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.6.1464>

Guskey, T. R. (2013). Defining Student Achievement. Em J. Hattie & E. Anderman (Eds.), *International guide to student achievement* (pp. 3–6). Routledge, Taylor Francis Group.

<https://www.book2look.com/embed/PeDUeEpgJa&euid=164526805&ruid=0&refererpath=www.book2look.com&clickedby=EPUB>

Haddock, G., & Maio, G. R. (2019). Chapter Two—Inter-individual differences in attitude content: Cognition, affect, and attitudes. Em J. M. Olson (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 59, pp. 53–102). Academic Press.
<https://doi.org/10.1016/bs.aesp.2018.10.002>

Hair, Jr., J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.

Heng, C. K., & Karpudewan, M. (2015). The interaction effects of gender and grade level on secondary school students' attitude towards learning chemistry. *EURASIA Journal of Mathematics, Science and Technology Education*, 11(4).
<https://doi.org/10.12973/eurasia.2015.1446a>

Hofstein, A., Ben-Zvi, R., Samuel, D., & Tamir, P. (1977). Attitudes of Israeli high-school students toward Chemistry and Physics: A comparative study. *Science Education*, 61(2), 259–268. <https://doi.org/10.1002/sce.3730610217>

Hogg, M. A., & Vaughan, G. M. (2022). *Social psychology* (9th ed.). Pearson Education Limited.

Howe, L. C., & Krosnick, J. A. (2017). Attitude Strength. *Annual Review of Psychology*, 68(1), 327–351. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-122414-033600>

- Hughes, C. (2022). *Reviewing the philosophy of assessment* (p. 5) [Technical note]. UNESCO International Bureau of Education. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000382586?posInSet=2&queryId=N-EXPLORE-479b7f30-5f25-4e54-8510-e0063541d28f>
- Institute of Physics. (2017). *Improving gender balance—Reflections on the impact of interventions in schools*. https://www.iop.org/publications/iop/2017/page_69173.html
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26.3, 395–400. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- Jebb, A. T., Ng, V., & Tay, L. (2021). A Review of Key Likert Scale Development Advances: 1995–2019. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://www.frontiersin.org/article/10.3389/fpsyg.2021.637547>
- Jensen, A. R. (1998). *The g factor: The science of mental ability*. (pp. xiv, 648). Praeger Publishers/Greenwood Publishing Group.
- Johnson, J., Reddy, P., Sharma, S., Wakeling, L., Mani, J., Benveniste, T., Naiker, M., & Brown, S. (2022). Attitude and Achievement of First-Year Chemistry Undergraduate Students at The University of the South Pacific. *Frontiers in Education*, 7, 873571. <https://doi.org/10.3389/feduc.2022.873571>
- Joshi, A., Kale, S., Chandel, S., & Pal, D. (2015). Likert Scale: Explored and Explained. *British Journal of Applied Science & Technology*, 7(4), 396–403. <https://doi.org/10.9734/BJAST/2015/14975>
- Kahveci, A. (2015). Assessing high school students' attitudes toward chemistry with a shortened semantic differential. *Chemistry Education Research and Practice*, 16(2), 283–292. <https://doi.org/10.1039/C4RP00186A>

- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36.
<https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kan, A., & Akbaş, A. (2006). Affective factors that influence chemistry achievement (attitude and self efficacy) and the power of these factors to predict chemistry achievement-I. *Journal of Turkish Science Education*, 3(1), 76–85.
- Kapucu, S. (2017). Predicting physics achievement: Attitude towards physics, self-efficacy of learning physics, and mathematics achievement. *Asia-Pacific Forum on Science Learning and Teaching*, 18(1).
https://www.eduhk.hk/apfslt/download/v18_issue1_files/kapucu.pdf
- Karadag, E. (Ed.). (2017). *The Factors Effecting Student Achievement: Meta-Analysis of Empirical Studies*. Springer International Publishing.
<https://doi.org/10.1007/978-3-319-56083-0>
- Kaur, D., & Zhao, Y. (2017). Development of Physics Attitude Scale (PAS): An Instrument to Measure Students' Attitudes Toward Physics. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 26(5), 291–304. <https://doi.org/10.1007/s40299-017-0349-y>
- Keith, T. Z. (2019). *Multiple Regression and Beyond: An Introduction to Multiple Regression and Structural Equation Modeling* (3rd ed.). Routledge.
<https://doi.org/10.4324/9781315162348>
- Kessels, U., Rau, M., & Hannover, B. (2006). What goes well with physics? Measuring and altering the image of science. *British Journal of Educational Psychology*, 76(4), 761–780. <https://doi.org/10.1348/000709905X59961>
- Kind, P., Jones, K., & Barmby, P. (2007). Developing Attitudes towards Science Measures. *International Journal of Science Education*, 29(7), 871–893.
<https://doi.org/10.1080/09500690600909091>

- Kingir, S., & Aydemir, N. (2012). An Investigation of the Relationships among 11th Grade Students' Attitudes toward Chemistry, Metacognition and Chemistry Achievement. *Gazi University Journal of Gazi Educational Faculty (GUJGEF)*, 32(3), 823–842.
- Klopfer, L. E. (1976). A structure for the affective domain in relation to science education. *Science Education*, 60(3), 299–312. <https://doi.org/10.1002/sce.3730600304>
- Koballa Jr., T. R., & Glynn, S. M. (2007). Attitudinal and motivational constructs in science learning. Em S. K. Abell & N. Lederman (Eds.), *Handbook of Research on Science Education* (1st ed., pp. 75–102). Routledge.
- Kousa, P., Kavonius, R., & Aksela, M. (2018). Low-achieving students' attitudes towards learning chemistry and chemistry teaching methods. *Chem. Educ. Res. Pract.*, 19(2), 431–441. <https://doi.org/10.1039/C7RP00226B>
- Krosnick, J. A., Judd, C. M., & Wittenbrink, B. (2005). The measurement of attitudes. Em D. Albarracín, B. T. Johnson, & M. P. Zanna (Eds.), *The handbook of attitudes*. (pp. 21–76). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Krosnick, J. A., Petty, R. E., Petty, R. E., & Krosnick, J. A. (1995). Attitude strength: An overview. Em *Attitude strength: Antecedents and consequences* (Vol. 1, pp. 1–24). Erlbaum.
- Kurniawan, D. A., Astalini, A., Perdana, R., & Kurniawan, W. (2019). Identification Attitudes of Learners on Physics Subjects. *Journal of Educational Science and Technology (EST)*, 39–48. <https://doi.org/10.26858/est.v5i1.8231>
- Kvist, A. V., & Gustafsson, J.-E. (2008). The relation between fluid intelligence and the general factor as a function of cultural background: A test of Cattell's Investment theory. *Intelligence*, 36(5), 422–436. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2007.08.004>

- Laforgia, J. (1988). The affective domain related to science education and its evaluation. *Science Education*, 72(4), 407–421. <https://doi.org/10.1002/sce.3730720402>
- Lakin, J. M., & Kell, H. J. (2020). Intelligence and Reasoning. Em R. J. Sternberg (Ed.), *The Cambridge Handbook of Intelligence* (2.^a ed., pp. 528–552). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108770422.023>
- Laranjeira, A. C. C. B. V. B. (2012). *Atitudes e rendimento escolar: Um estudo com alunos do 9º ano de escolaridade nas disciplinas de língua portuguesa, matemática e ciências físico-químicas* [Mestrado, Universidade de Évora, Portugal]. <http://hdl.handle.net/10174/15429>
- Lemos, G. C., & Almeida, L. S. (2017). A avaliação das aptidões cognitivas para a promoção de percursos de sucesso: Estudo com adolescentes portugueses. Em S. G. Caliatto, S. M. Oliveira, N. B. Cunha, & M. C. Joly (Eds.), *Avaliação: Diferentes processos no contexto educacional* (pp. 19–44). Editora Navegando.
- Lemos, G. C., & Almeida, L. S. (2019). Compreender, raciocinar e resolver problemas: Novo instrumento de avaliação cognitiva. *Análise Psicológica*, 37(2), 119–133. <https://doi.org/10.14417/ap.1583>
- Lemos, G. C., Almeida, L. S., & Guisande, M. A. (2006). Bateria de Provas de Raciocínio: Suas versões, validação e normalização. *Actas da XI Conferência Internacional «Avaliação psicológica: Formas e contextos»*, 73–80.
- Lemos, G. C., Almeida, L. S., Guisande, M. A., & Primi, R. (2008). Inteligência e rendimento escolar: Análise da sua relação ao longo da escolaridade. *Revista Portuguesa de Educação*, 21(1), 83. <https://doi.org/10.21814/rpe.13920>
- Likert, R., & Roslow, S. (1934). *The Effects Upon the Reliability of Attitude Scales of Using Three, Five or Seven Alternatives*. Working Paper, New York University.

- Likert, R., Roslow, S., & Murphy, G. (1934). A Simple and Reliable Method of Scoring the Thurstone Attitude Scales. *The Journal of Social Psychology*, 5(2), 228–238. <https://doi.org/10.1080/00224545.1934.9919450>
- Maior, G. R., Haddock, G., & Verplanken, B. (2019). *The Psychology of Attitudes and Attitude Change* (3rd ed.). SAGE Publications. <https://doi.org/10.4135/9781446214299>
- Maior, G. R., & Olson, J. M. (2000). Emergent themes and potential approaches to attitude function: The Function-Structure Model of Attitudes. Em G. R. Maior & J. M. Olson (Eds.), *Why we evaluate: Functions of attitudes*. (pp. 417–440). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Maison, M., Tanti, T., Kurniawan, D. A., Sukarni, W., Erika, E., & Hoyi, R. (2021). Assessing Students' Attitudes towards Physics through the Application of Inquiry and Jigsaw Cooperative Learning Models in High Schools. *International Journal of Instruction*, 14(4), 439–450. <https://doi.org/10.29333/iji.2021.14426a>
- Mao, P., Cai, Z., He, J., Chen, X., & Fan, X. (2021). The Relationship Between Attitude Toward Science and Academic Achievement in Science: A Three-Level Meta-Analysis. *Frontiers in Psychology*, 12, 784068. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.784068>
- Marôco, J. (2010). *Análise Estatística com o PAWS Statistics*. ReportNumber, Lda.
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações* (2.^a). ReportNumber, Lda.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J. S., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment*, 22(3), 471–491. <https://doi.org/10.1037/a0019227>

- Martinko, S., & Vorkapic, S. T. (2017). Could Students' Attitudes towards Learning Physics Significantly Predict Their Learning Outcomes: Implications for Innovative Methods in Teaching Physics. *International Journal for Talent Development and Creativity*, 5, 109–123.
- Martins, J. S., & Lindsay, W. E. (2022). Evaluation of high school student responses to the Colorado Learning Attitudes about Science Survey. *Physical Review Physics Education Research*, 18(1), 010132. <https://doi.org/10.1103/PhysRevPhysEducRes.18.010132>
- Mon, M. T. (2022). University students' self-efficacy, attitudes, and intentions toward chemistry: Myanmar context. *Journal of Green Learning*, 2(1), 38–44. <https://doi.org/10.53889/jgl.v2i1.103>
- Montes, L. H., Ferreira, R. A., & Rodríguez, C. (2018). Explaining secondary school students' attitudes towards chemistry in Chile. *Chemistry Education Research and Practice*, 19(2), 533–542. <https://doi.org/10.1039/C8RP00003D>
- Montes, L. H., Ferreira, R. A., & Rodríguez, C. (2022). The attitude to learning chemistry instrument (ALChI): Linking sex, achievement, and attitudes. *Chemistry Education Research and Practice*, 23(3), 686–697. <https://doi.org/10.1039/D2RP00038E>
- Morin, E. (2005). *Ciência com Consciência* (8^a). Bertrand Brasil.
- Morin, E. (2006). *Introdução ao pensamento complexo*. Sulina.
- Mujtaba, T., Sheldrake, R., Reiss, M. J., & Simon, S. (2018). Students' science attitudes, beliefs, and context: Associations with science and chemistry aspirations. *International Journal of Science Education*, 40(6), 644–667. <https://doi.org/10.1080/09500693.2018.1433896>

- Munby, H. (1983). *An Investigati(n into the Measurement of Attitudes in Science Education*. (p. 490). Ohio State University,.
- Munoz Masson, D., Quintanilla Gatica, M. R., & Manzanilla Castellanos, M. A. (2019). Construcción y validación preliminar de un instrumento de evaluación de actitudes hacia la clase de química para estudiantes de educación media. *Educación Química*, 30(1), 121. <https://doi.org/10.22201/fq.18708404e.2019.1.65592>
- Musengimana, J., Kampire, E., & Ntawiha, P. (2021). Factors Affecting Secondary Schools Students' Attitudes toward Learning Chemistry: A Review of Literature. *Eurasia Journal of Mathematics, Science and Technology Education*, 17(1), em1931. <https://doi.org/10.29333/ejmste/9379>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus User's Guide. Seventh Edition*. Muthén & Muthén.
- NASEM. (2021). *Call to Action for Science Education: Building Opportunity for the Future*. The National Academies Press. <https://doi.org/10.17226/26152>
- Neisser, U., Boodoo, G., Bouchard Jr., T. J., Boykin, A. W., Brody, N., Ceci, S. J., Halpern, D. F., Loehlin, J. C., Perloff, R., Sternberg, R. J., & Urbina, S. (1996). Intelligence: Knowns and unknowns. *American Psychologist*, 51, 77–101. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.51.2.77>
- Neto, A. (1995). *Contributos para uma Nova Didáctica da Resolução de Problemas: Um estudo de orientação metacognitiva em aulas de física do ensino secundário* [Doutoramento, Universidade de Évora]. <http://hdl.handle.net/10174/10992>
- Neto, A., Candeias, A., & Pomar, C. (2011, setembro). *Transições escolares e desempenho académico: Factores pessoais, contextuais e variáveis escolares* [POster]. XI Congrso Internacional Galego-Português de Psicopedagogia.

- Neto, A., Candeias, A., Pomar, C., Costa, P., Oliveira, M., Silva, S., Silva, J., & Rebelo, N. (2011). Questionários de atitudes face à língua portuguesa (QAFLP), matemática (QAFM), ciências da natureza (QAFCDN), ciências naturais (QAFCN) e ciências físico-químicas (qafcfq) em alunos portugueses do ensino básico: Estudo psicométrico. *Poster apresentado no XI Congresso Internacional Galego-Português de Psicopedagogía*.
- Neto, A., Candeias, A., Rebelo, N., Varelas, D., & Diniz, A. M. (2013, setembro). *Validade estrutural do questionário de atitudes face às ciências físico-químicas: Estudo com alunos do 9º ano ensino básico português*. Poster apresentado no XII Congresso Internacional Galego-Português de Psicopedagogia, Universidade Minho, Braga, Portugal.
- Nieswandt, M. (2005). Attitudes Toward Science: A Review of the Field. Em S. Alsop (Ed.), *Beyond Cartesian Dualism* (Vol. 29, pp. 41–52). Springer-Verlag. https://doi.org/10.1007/1-4020-3808-9_4
- Nóvoa, A. (2019). Os Professores e a sua Formação num Tempo de Metamorfose da Escola. *Educação & Realidade*, 44(3), 1–15. <https://doi.org/10.1590/2175-623684910>
- Nóvoa, A., & Alvim, Y. (2020). Nothing is new, but everything has changed: A viewpoint on the future school. *Prospects*, 49(1–2), 35–41. <https://doi.org/10.1007/s11125-020-09487-w>
- Nyroos, M., Korhonen, J., & Mononen, R. (2022). Editorial: Cognitive and affective factors in relations to learning. *Frontiers in Psychology*, 13, 1037332. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1037332>

- Olson, J., & Maio, G. R. (2003). Attitudes in social behavior. Em *Handbook of psychology: Personality and social psychology, Vol. 5.* (pp. 299–325). John Wiley & Sons, Inc. <https://doi.org/10.1002/0471264385.wei0513>
- Olson, M., & Kendrick, R. (2008). Origin of attitudes. Em W. D. Crano & R. Prislin (Eds.), *Attitudes and Attitude Change* (pp. 111–130). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9780203838068>
- Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Económicos. (2008). *Encouraging Student Interest in Science and Technology Studies.* OECD. <https://doi.org/10.1787/9789264040892-en>
- Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Económicos. (2016). *PISA 2015 Results (Volume I): Excellence and Equity in Education.* OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264266490-en>
- Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Económicos (Ed.). (2019a). *PISA 2018 Assessment and analytical framework.* OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/b25efab8-en>
- Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Económicos (Ed.). (2019b). *PISA 2018 Results (Volume I): What students know and can do.* OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/5f07c754-en>
- Osborne, J., Simon, S., & Collins, S. (2003). Attitudes towards science: A review of the literature and its implications. *International Journal of Science Education, 25*(9), 1049–1079. <https://doi.org/10.1080/0950069032000032199>
- Osborne, J., Simon, S., & Tytler, R. (2009). *Attitudes toward science: An update.* Annual Meeting of the American Educational Research Association, San Diego, California.

- Osgood, C. E., Suci, G. J., & Tannenbaum, P. H. (1957). *The measurement of meaning*. University of Illinois Press.
- Panizzon, D. (2014). Interests in Science. Em R. Gunstone (Ed.), *Encyclopedia of Science Education* (pp. 537–539). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-007-6165-0_114-2
- Perloff, R. M. (2017). *The Dynamics of Persuasion: Communication and Attitudes in the Twenty-First Century* (6.^a ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315657714>
- Perrier, F., & Nsengiyumva, J.-B. (2003). Active science as a contribution to the trauma recovery process: Preliminary indications with orphans from the 1994 genocide in Rwanda. *International Journal of Science Education*, 25(9), 1111–1128. <https://doi.org/10.1080/0950069032000052225>
- Petty, R. E. (2006). A Metacognitive Model of Attitudes. *Journal of Consumer Research*, 33(1), 22–24. <https://doi.org/10.1086/504128>
- Petty, R. E., & Briñol, P. (2014). The elaboration likelihood and Metacognitive Models of attitudes. Em J. W. Sherman, B. Gawronski, & Y. Trope (Eds.), *Dual-Process Theories of the Social Mind* (pp. 172–187). Guilford Publications.
- Petty, R. E., Briñol, P., & DeMarree, K. G. (2007). The Meta-Cognitive Model (MCM) of Attitudes: Implications for Attitude Measurement, Change, and Strength. *Social Cognition*, 25(5), 657–686. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.657>
- Petty, R. E., Briñol, P., Fabrigar, L. R., & Wegener, D. T. (2019). Attitude structure and change. Em E. J. Finkel & R. F. Baumeister (Eds.), *Advanced social psychology: The state of the science*. (2nd ed., pp. 117–156). Oxford University Press.
- Potvin, P., & Hasni, A. (2014a). Interest, motivation and attitude towards science and technology at K-12 levels: A systematic review of 12 years of educational

- research. *Studies in Science Education*, 50(1), 85–129.
<https://doi.org/10.1080/03057267.2014.881626>
- Potvin, P., & Hasni, A. (2014b). Analysis of the Decline in Interest Towards School Science and Technology from Grades 5 Through 11. *Journal of Science Education and Technology*, 23(6), 784–802. <https://doi.org/10.1007/s10956-014-9512-x>
- Primi, R. (2003). Inteligência: Avanços nos modelos teóricos e nos instrumentos de medida. *Avaliação Psicológica*, 2(1), 67–77.
- Primi, R., & Almeida, L. S. (2000). Estudo de Validação da Bateria de Provas de Raciocínio (BPR-5). *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 16, 165–173.
<https://doi.org/10.1590/S0102-37722000000200009>
- Rahayu, S. (2015). Evaluating the Affective Dimension in Chemistry Education. Em M. Kahveci & M. Orgill (Eds.), *Affective Dimensions in Chemistry Education* (pp. 29–49). Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-662-45085-7_2
- Ramos, M. (2003). *Matemática: A bela ou o monstro? Contributos para uma análise das representações sociais da matemática dos alunos do 9.º ano de escolaridade* [Doutoramento, Universidade de Lisboa, Portugal].
https://repositorio.ul.pt/bitstream/10451/3114/2/ulsd044553_Tese.pdf
- Reid, N. (2006). Thoughts on attitude measurement. *Research in Science & Technological Education*, 24(1), 3–27.
<https://doi.org/10.1080/02635140500485332>
- Reiss, M. J. (2005). The Importance of Affect in Science Education. Em S. Alsop (Ed.), *Beyond Cartesian Dualism: Encountering Affect in the Teaching and Learning of Science* (pp. 17–25). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/1-4020-3808-9_2

- Ritchie, S. J., & Tucker-Drob, E. M. (2018). How Much Does Education Improve Intelligence? A Meta-Analysis. *Psychological Science*, 29(8), 1358–1369. <https://doi.org/10.1177/0956797618774253>
- Ross, J., Guerra, E., & Gonzalez-Ramos, S. (2020). Linking a hierarchy of attitude effect to student engagement and chemistry achievement. *Chemistry Education Research and Practice*, 21(1), 357–370. <https://doi.org/10.1039/C9RP00171A>
- Ross, J., Nuñez, L., & Lai, C. C. (2018). Partial least squares structural equation modeling of chemistry attitude in introductory college chemistry. *Chemistry Education Research and Practice*, 19(4), 1270–1286. <https://doi.org/10.1039/C7RP00238F>
- Roth, B., Becker, N., Romeyke, S., Schäfer, S., Domnick, F., & Spinath, F. M. (2015). Intelligence and school grades: A meta-analysis. *Intelligence*, 53, 118–137. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2015.09.002>
- Salta, K., & Tzougraki, C. (2004). Attitudes toward chemistry among 11th grade students in high schools in Greece. *Science Education*, 88(4), 535–547. <https://doi.org/10.1002/sce.10134>
- Santos, A. M. (2006). Os primórdios de uma disciplina—Curso e percurso. Em J. Vala & M. B. Monteiro (Eds.), *Psicologia social* (pp. 14–30). Fundação Calouste Gulbenkian.
- Sass, D. A. (2011). Testing Measurement Invariance and Comparing Latent Factor Means Within a Confirmatory Factor Analysis Framework. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 347–363. <https://doi.org/10.1177/0734282911406661>
- Sass, D. A., & Schmitt, T. A. (2010). A Comparative Investigation of Rotation Criteria Within Exploratory Factor Analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 45(1), 73–103. <https://doi.org/10.1080/00273170903504810>

- Schibeci, R. (1977). *Affective science teaching*. 44–57.
<https://researchrepository.murdoch.edu.au/id/eprint/6329/>
- Schibeci, R. (1984). Attitudes to Science: An update. *Studies in Science Education*, 11(1), 26–59. <https://doi.org/10.1080/03057268408559913>
- Schibeci, R., & Riley, J. P. (1986). Influence of students' background and perceptions on science attitudes and achievement. *Journal of Research in Science Teaching*, 23(3), 177–187. <https://doi.org/10.1002/tea.3660230302>
- Schneider, W. J., & McGrew, K. S. (2018). The Cattell–Horn–Carroll theory of cognitive abilities. Em D. P. Flanagan & E. M. McDonough (Eds.), *Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues* (4th ed., pp. 73–163). The Guilford Press.
- Schreiner, C., & Sjøberg, S. (2019). *ROSE (The Relevance of Science Education) Final Report part 2. Western youth and science*. Department of Teacher Education and School Development .S University of Oslo.
- Schunk, D. H., & DiBenedetto, Ma. K. (2016). Self-Efficacy Theory in Education. Em K. R. Wentzel & D. B. Miele (Eds.), *Handbook of Motivation at School* (2nd ed., pp. 34–54). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315773384.ch3>
- Schunk, D. H., Meece, J. R., & Pintrich, P. R. (2014). *Motivation in education: Theory, research, and applications* (4th ed.). Pearson Education Limited.
- Schwarz, N. (2007). Attitude Construction: Evaluation in Context. *Social Cognition*, 25(5), 638–656. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.638>
- Schwarz, N. (2008). Attitude measurement. Em W. D. Crano & R. Prislin (Eds.), *Attitudes and Attitude Change* (pp. 41–60). Psychology Press.
<https://doi.org/10.4324/9780203838068>

- Semsar, K., Knight, J. K., Birol, G., & Smith, M. K. (2011). The Colorado Learning Attitudes about Science Survey (CLASS) for Use in Biology. *CBE—Life Sciences Education, 10*(3), 268–278. <https://doi.org/10.1187/cbe.10-10-0133>
- Sharpe, R., & Abrahams, I. (2019). Secondary school students' attitudes to practical work in biology, chemistry and physics in England. *Research in Science & Technological Education, 38*(1), 84–104. <https://doi.org/10.1080/02635143.2019.1597696>
- Sheldrake, R., Mujtaba, T., & Reiss, M. J. (2019). Students' Changing Attitudes and Aspirations Towards Physics During Secondary School. *Research in Science Education, 49*(6), 1809–1834. <https://doi.org/10.1007/s11165-017-9676-5>
- Shrigley, R. L. (1990). Attitude and behavior are correlates. *Journal of Research in Science Teaching, 27*(2), 97–113. <https://doi.org/10.1002/tea.3660270203>
- Shrigley, R. L., Koballa, T. R., & Simpson, R. D. (1988). Defining attitude for science educators. *Journal of Research in Science Teaching, 25*(8), 659–678. <https://doi.org/10.1002/tea.3660250805>
- Silva, N., Dautro, G. M., Dias, M. A. da S., Oliveira, É. C. S. de, & Luna, K. P. de O. (2021). Representações sociais e ensino de ciências. *Brazilian Journal of Development, 7*(1), 3042–3053. <https://doi.org/10.34117/bjdv7n1-207>
- Silva, P. L., Sá, C., Biscaia, R., & Teixeira, P. (2022). *High school and exam scores: Does their predictive validity for academic performance vary with programme selectivity?* Universidade do Minho. Núcleo de Investigação em Políticas Económicas (NIPE). <https://hdl.handle.net/1822/78672>
- Simpson, R. D., & Steve Oliver, J. (1990). A summary of major influences on attitude toward and achievement in science among adolescent students. *Science Education, 74*(1), 1–18. <https://doi.org/10.1002/sce.3730740102>

- Sjøberg, S., & Schreiner, C. (2019). *ROSE (The Relevance of Science Education). The development, key findings and impacts of an international low cost comparative project. Final Report, Part 1 (of 2)*. Department of Teacher Education and School Development. University of Oslo.
- Spearman, C. (1904). General Intelligence, objectively determined and measured. *The American Journal of Psychology*, *15*(2), 201. <https://doi.org/10.2307/1412107>
- Spinath, B. (2012). Academic Achievement. Em V. S. Ramachandran (Ed.), *Encyclopedia of Human Behavior (Second Edition)* (pp. 1–8). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-375000-6.00001-X>
- Steinkamp, M. W., & Maehr, M. L. (1983). Affect, Ability, and Science Achievement: A Quantitative Synthesis of Correlational Research. *Review of Educational Research*, *53*(3), 369–396. <https://doi.org/10.3102/00346543053003369>
- Steinmayr, R., Meißner, A., Weidinger, A., & Wirthwein, L. (2014). Academic Achievement. Em *Education*. <https://doi.org/10.1093/obo/9780199756810-0108>
- Sternberg, R. J. (2020). The Concept of Intelligence. Em R. J. Sternberg (Ed.), *The Cambridge Handbook of Intelligence* (2.^a ed., pp. 3–17). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108770422.002>
- Swarat, S., Ortony, A., & Revelle, W. (2012). Activity matters: Understanding student interest in school science. *Journal of Research in Science Teaching*, *49*(4), 515–537. <https://doi.org/10.1002/tea.21010>
- Tamir, P., Arzi, A., & Zloto, D. (1974). Attitudes of israeli high school students towards physics. *Science Education*, *58*(1), 75–86. <https://doi.org/10.1002/sce.3730580112>

- Tekbiyki, A., & Akdeniz, A. R. (2010). A contemporary physics attitude scale for secondary school students: Development, validity and reliability. *Journal of Turkish Science Education*, 7(4), 134–144.
- Tekin, G., & Muştu, Ö. E. (2021). The Effect of Research-Inquiry Based Activities on the Academic Achievement, Attitudes, and Scientific Process Skills of Students in the Seventh Year Science Course. *The European Educational Researcher*, 4(1), 109–131. <https://doi.org/10.31757/euer.416>
- Thurstone, L. (1928). Attitudes Can Be Measured. *American Journal of Sociology*, 33(4), 529–554. <https://doi.org/10.1086/214483>
- Trindade, V. M. D. S. (1991). *Contributos para o estudo da atitude dos professores de Ciências* [Doutoramento, Universidade de Évora]. <http://hdl.handle.net/10174/12245>
- Tytler, R. (2014). Attitudes, identity, and aspirations toward science. Em N. Lederman & S. K. Abell (Eds.), *Handbook of Research on Science Education, Volume II: Vol. II* (pp. 96–117). Routledge, Taylor Francis Group.
- Tytler, R., & Osborne, J. (2012). Student Attitudes and Aspirations Towards Science. Em B. J. Fraser, K. Tobin, & C. J. McRobbie (Eds.), *Second International Handbook of Science Education* (Vol. 24, pp. 597–625). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-9041-7_41
- Vahedi, S., & Yari, M. (2014). Role of cognitive and emotional factors on educational achievement among high school students in physics. *European Online Journal of Natural and Social Sciences*, 3(3), 572–579.
- van Harreveld, F., Nohlen, H. U., & Schneider, I. K. (2015). Chapter Five—The ABC of Ambivalence: Affective, Behavioral, and Cognitive Consequences of Attitudinal Conflict. Em J. M. Olson & M. P. Zanna (Eds.), *Advances in Experimental Social*

- Psychology* (Vol. 52, pp. 285–324). Academic Press.
<https://doi.org/10.1016/bs.aesp.2015.01.002>
- Veloo, A., Nor, R., & Khalid, R. (2015). Attitude towards Physics and Additional Mathematics Achievement towards Physics Achievement. *International Education Studies*, 8(3), p35. <https://doi.org/10.5539/ies.v8n3p35>
- Wasserman, J. D. (2018). A history of intelligence assessment: The unfinished tapestry. Em D. P. Flanagan & E. M. McDonough (Eds.), *Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues*. (4th ed., pp. 3–55). The Guilford Press.
- Watkins, M. W. (2018). Exploratory Factor Analysis: A Guide to Best Practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219–246.
<https://doi.org/10.1177/0095798418771807>
- Weinburgh, M. (1995). Gender differences in student attitudes toward science: A meta-analysis of the literature from 1970 to 1991. *Journal of Research in Science Teaching*, 32(4), 387–398. <https://doi.org/10.1002/tea.3660320407>
- Willson, V. L. (1983). A meta-analysis of the relationship between science achievement and science attitude: Kindergarten through college. *Journal of Research in Science Teaching*, 20(9), 839–850. <https://doi.org/10.1002/tea.3660200906>
- Woodcock, R. W., Maricle, D. E., Miller, D. C., & McGill, R. J. (2018). Functional Cattell–Horn–Carroll nomenclature for practical applications. Em D. P. Flanagan & E. M. McDonough (Eds.), *Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues* (4th ed., pp. 901–911). The Guilford Press.
- Xu, X., & Lewis, J. E. (2011). Refinement of a Chemistry Attitude Measure for College Students. *Journal of Chemical Education*, 88(5), 561–568.
<https://doi.org/10.1021/ed900071q>

- Zhang, P., & Ding, L. (2013). Large-scale survey of Chinese precollege students' epistemological beliefs about physics: A progression or a regression? *Physical Review Special Topics - Physics Education Research*, 9(1), 010110. <https://doi.org/10.1103/PhysRevSTPER.9.010110>
- Zusho, A., Pintrich, P. R., & Coppola, B. (2003). Skill and will: The role of motivation and cognition in the learning of college chemistry. *International Journal of Science Education*, 25(9), 1081–1094. <https://doi.org/10.1080/0950069032000052207>