

DESENVOLVIMENTO DE UMA ESCALA PORTUGUESA DE ATITUDES FACE AOS COMPUTADORES

José Pinto

Departamento de Educação e Psicologia
Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro
jpinto@utad.pt

107

1. Escalas de medição das atitudes informáticas

A constatação de que as disposições pessoais dos professores têm influência no sucesso de qualquer inovação educacional, levou alguns investigadores (Marcinkiewicz, 1944; Pelgrum e Plomp, 1993) a estudar as suas opiniões e atitudes face aos computadores.

Um problema, porém, se apresenta de imediato a quem aborda esta corrente de investigação: é que uma atitude é um conceito latente, susceptível de definições e de operacionalizações muito diversas. Embora alguns autores sustentem a natureza unidimensional das atitudes, a tradição dominante é a de considerar as atitudes como construtos multidimensionais, compostos por duas, provavelmente por três, dimensões dotadas de alguma autonomia relativa: a dimensão afectiva, a dimensão cognitiva e a dimensão conativa, as quais podem ser (ou não) integradas numa definição operacional única. Teremos, então, uma possível operacionalização da atitude face aos computadores que a faz consistir numa resposta de cariz afectivo ou emocional (o que o sujeito sente face aos computadores), ou numa (ou várias) respostas de avaliação cognitiva (o que o sujeito pensa sobre os computadores), ou ainda, por fim, numa resposta de tipo abertamente comportamental, e que constitui propriamente a conduta do sujeito face ao objecto atitudinal, a sua tendência para agir de determinada maneira quando está perante computadores.

É certo que se pode caracterizar uma atitude face aos computadores, de forma abrangente, como ***uma tendência de resposta avaliativa, favorável ou desfavorável, face aos computadores***, e tentar medi-la em conformidade a partir de um instrumento unidimensional. Algumas escalas tomam, alias, este caminho, como é, por exemplo, o caso da escala CATT de Dambrot e seus colaboradores (1985), que produz um índice único das atitudes face aos computadores. Contudo, esta orientação operacional *unitarista* ou *unidimensionalista* é claramente minoritária nesta área de pesquisa. A

maioria dos autores preferiu elaborar instrumentos multidimensionais, que têm a pretensão de medir facetas atitudinais realmente distintas.

O exame da estrutura factorial dos instrumentos existentes mostra que existem no caso das atitudes face aos computadores em geral pelo menos três ou quatro dimensões claramente distintas, as quais têm aparecido repetidamente nesta área de investigação: trata-se da ansiedade, do gosto, da percepção da utilidade prática e do impacto social dos computadores.

1.1. Caracterização das atitudes face aos computadores

Apresentam-se no Quadro 1 algumas escalas de atitudes face aos computadores, bem assim como as suas principais características psicométricas.

Como se constata, predominam as escalas de auto-resposta em formato Likert. Os diversos autores tendem, aliás, a seguir um procedimento comum na elaboração destes instrumentos: assumindo habitualmente, e de forma mais ou menos explícita, a natureza multidimensional das atitudes, redigem uma lista de itens que, com base no seu conteúdo aparente, acreditam representar essas diversas facetas ou dimensões atitudinais. Depois de uma aplicação a um grupo de sujeitos, a matriz de correlações das respostas é submetida a uma análise factorial exploratória, com o objectivo de derivar um pequeno conjunto de componentes interpretáveis e correspondentes (ou não) às dimensões putativas. Elementos relativos à fiabilidade e à validade (quase sempre validade factorial) acompanham, de ordinário, estas escalas, mas raramente ultrapassam os obtidos com a amostra de conveniência que serviu para as desenvolver. A maioria destes instrumentos não são seguidos de estudos independentes de validação e de normalização estatística.

Apesar das limitações deste modelo frequentemente expedito de produção e de desenvolvimento, a maioria das escalas apresentam uma razoável consistência na natureza das dimensões obtidas. A observação do Quadro 1 mostra, por exemplo, que algumas dimensões se repetem sistematicamente: a ansiedade, o gosto e a percepção da utilidade dos computadores são componentes que ocorrem em diversos instrumentos construídos de forma independente. Este facto sugere que estas dimensões poderão corresponder a aspectos estáveis e substantivamente diferenciáveis das atitudes que as pessoas desenvolvem face aos computadores.

Por outro lado, assinala-se que as dimensões obtidas pela técnica de análise factorial não correspondem exactamente aos três aspectos ou componentes tradicionais de uma atitude, o que levanta o problema do isomorfismo entre as dimensões resultantes da teoria e os factores derivados empiricamente. Em particular, dois dos factores mais frequentes, a ansiedade e o gosto (ou apreço) pelos computadores, estão inegavelmente imbuídos de características afectivas, como pode verificar-se pela inspecção dos itens que saturam nestas dimensões. Este facto leva-nos a perguntar qual dessas duas dimensões (ansiedade ou gosto) representa legitimamente o aspecto afectivo da atitude face aos computadores. Veremos que existe uma apreciável evidência de que a ansiedade se pode considerar um construto autónomo, ou seja, de que, ao lado das dimensões afectivas, cognitivas e comportamentais propriamente ditas das atitudes face aos computadores, os sujeitos podem desenvolver um síndrome específico e relativamente independente da atitude que sustentam, síndrome que não é uma atitude e que contém por essa razão aspectos afectivos e comportamentais próprios.

1.2. Escalas de atitudes face aos computadores

Uma das mais antigas escalas de atitudes face aos computadores, a *Attitudes Toward Computers (ATC)*, foi desenvolvida por Raub (1981). Trata-se de uma escala Likert com 25 itens, cuja análise factorial produziu três dimensões distintas, definidas do seguinte modo: (1) **Ansiedade**, reacções emocionais complexas que são evocadas por sujeitos para quem os computadores apresentam um aspecto ameaçador, (2) **Gosto** pelos computadores, manifestado por um desejo de aprender mais sobre eles e (3) **Impacto social negativo**, expressão do receio de que os computadores tenham um efeito pernicioso na sociedade.

Embora Raub não tenha referido elementos sobre a consistência interna do instrumento, estudos posteriores (Howard, 1986, citado em Dukes *et al.*, 1989; Dukes *et al.*, 1989) obtiveram valores de consistência interna (alfa de Cronbach) de 0.87 e 0.84, respectivamente para a subescala de ansiedade e para a escala total. Um estudo sobre a validade convergente de quatro escalas contendo uma dimensão relativa à ansiedade face aos computadores mostrou que a ATC exibia validade convergente com as restantes escalas (Dukes *et al.*, 1989). Estes últimos investigadores foram capazes de confirmar, embora limitadamente, a validade discriminativa e convergente de duas das três dimensões do ATC (Ansiedade e Impacto social). Por seu lado, a validade preditora da subescala de ansiedade da ATC foi confirmada por Mawhinney e Saraswat (1991), que encontraram correlações significativas com as classificações de frequência em cursos de informática (-0.43 e -0.44, em dois cursos diferentes). De certa maneira, pelo seu formato e composição factorial, este instrumento constitui um

modelo que foi repetido pela maioria das escalas de atitudes elaboradas posteriormente. Exemplos de itens representativos das três dimensões da ATC são: Ansiedade - “*Sinto-me apreensivo sobre ter de usar um terminal de computador*”; Gosto - “*Usarei um computador na minha futura actividade profissional*” e Impacto Negativo - “*Os computadores têm o potencial de controlar as nossas vidas*”.

Uma escala de trinta itens, a **General Attitudes Toward Computers (GATC)**, destinada a adolescentes, foi desenvolvida por Reece e Gable (1982), com o objectivo explícito de medir as dimensões afectiva, cognitiva e conativa das atitudes face aos computadores. Curiosamente, após análise factorial, os autores optaram por reter apenas o primeiro factor extraído, com o argumento de que os factores seguintes “*não tinham um número suficiente de itens para disponibilizar interpretações significativas e fiáveis*” (op. cit., pág. 915). Este primeiro e único factor constitutivo da GATC (10 itens, alfa=0.87), representa uma dimensão complexa, constituída por elementos cognitivos, afectivos e comportamentais, a que os seus autores chamaram **Atitude geral**. Apesar de se tratar de um instrumento unidimensional, a GATC merece menção pelo facto de essa unidimensionalidade ter sido obtida contra as expectativas dos autores e se revelar um exemplo de certo modo atípico no conjunto das escalas de atitudes face aos computadores. Uma explicação possível para este facto pode residir na circunstância de a amostra utilizada ter sido constituída por alunos do 7º e 8º anos de escolaridade. Isto sugere que as diversas dimensões constitutivas das atitudes face aos computadores podem não se encontrar ainda completamente diferenciadas nesta faixa etária.

A mais utilizada e estudada de todas as escalas existentes é, provavelmente, a **Computer Attitude Scale (CAS)** de Loyd e Gressard (1984b). Na sua versão original, a CAS é constituída por trinta itens em formato Likert, distribuídos por três subescalas que medem, respectivamente, (1) a “**Ansiedade** ou medo dos computadores”, (2) o “**Gosto** pelos computadores ou o apreço em trabalhar com eles” e (3) a “**Confiança** na capacidade de usar ou de aprender coisas sobre os computadores”. Na fase de desenvolvimento e validação inicial, Loyd e Gressard aplicaram a CAS a uma amostra de 155 alunos do 8º ao 11º ano de escolaridade e posteriormente a um grupo de 192 professores do ensino básico e secundário (Loyd e Gressard, 1984b; Gressard e Loyd, 1985b). Em ambos os casos, as matrizes factoriais obtidas confirmaram, em termos gerais, a estrutura multidimensional de partida. A inspecção do modo como os itens se distribuem pelos três factores mostra, no entanto, que o factor Confiança exhibe, em ambas as amostras, uma composição pouco clara, com alguns dos seus itens a saturarem predominantemente nas duas outras dimensões. A elevada correlação entre o factor Confiança e os restantes factores sugere, ao invés, uma solução com apenas um ou dois factores. Woodrow (1991a),

após reexame da estrutura factorial do CAS, concluiu que

o primeiro factor, aqui designado Ansiedade Informática, poderia ser igualmente chamado Confiança face aos computadores (...). Ansiedade e confiança são normalmente considerados extremos opostos do mesmo construto, embora (...) a ansiedade tenha geralmente um aspecto mais emocional que a confiança. A Computer Attitude Scale é insensível a tais subtilidades semânticas. De facto, o resultado da análise factorial sugere fortemente que o CAS é bidimensional e não tridimensional, como querem os seus criadores (pág. 179).

Um pouco nesta linha, Loyd e Gressard (1984b) afirmam que um escore total nas três subescalas “pode ser razoavelmente interpretado como representando uma atitude geral face ao uso dos computadores, e reflectindo gosto, confiança e ausência de ansiedade” (op. cit., pág. 504).

Os índices de consistência interna (alfas) do CAS variaram entre 0.86 e 0.91, para as três subescalas, atingindo 0.95 na escala total, valores confirmados em estudos posteriores (Gardener, Discenza e Dukes, 1993; Janice Woodrow, 1991a). Porém, em outras investigações realizadas com estudantes universitários e com alunos canadianos do 8º e 11º anos de escolaridade, Woodrow (1990; 1994) obteve índices de consistência interna consideravelmente mais baixos. Neste último estudo, o valor do alfa de Cronbach oscilava, na amostra total (N=421), entre 0.66 e 0.70 para as três subescalas, subindo no entanto para cerca de 0.80 quando se considerava apenas o grupo de respondentes do 11º ano. Este facto reforça a ideia, já referida a propósito da estrutura psicométrica do GATC, que escalas atitudinais de auto-resposta como o CAS devem ser administradas com cautela a sujeitos de escalões etários mais baixos.

Nos últimos anos, a validade factorial da *Computer Attitude Scale* foi reexaminada por diversos autores. Em geral, as análises replicativas tendem a confirmar a estrutura tridimensional da escala (Gardener *et al.*, 1993; Woodrow, 1991a). No entanto, Bandalos e Benson (1990), utilizando um grupo de 375 estudantes universitários, embora confirmando a existência de três dimensões distintas no CAS, verificaram que, quer a composição (em termos dos itens constitutivos), quer a interpretação substantiva dessas dimensões se mostravam diferentes das do estudo inicial.

Bandalos e Benson reinterpretaram essas dimensões do seguinte modo: Factor 1 – **Gosto** pelos computadores, um factor semelhante na composição e no significado à dimensão análoga de Loyd e Gressard; Factor 2 – **Confiança Informática**, composto por um misto de itens que se distribuía originalmente pelas subescalas Confiança e Ansiedade; Factor

3 – **Realização Acadêmica**, uma dimensão previamente não identificada e que, como o nome sugere, respeita a aspectos de natureza acadêmica, como frequentar cursos de informática com sucesso ou aprender linguagens de programação. Dos trinta itens originais, apenas vinte e três foram conservados. É interessante assinalar que Bandalos e Benson rebaptizaram esta nova versão do CAS com o nome de “Computer Anxiety Scale”, não obstante a sua decisão de subsumir os itens de conteúdo mais claramente afectivo sob o nome de Confiança.

Esta versão de 23 itens do CAS foi aplicada recentemente por Bernadette Szajna (1994) a uma amostra de 162 estudantes universitários. Embora não apresente elementos sobre a estabilidade factorial do CAS, esta autora indica valores de fiabilidade elevados para a totalidade da escala ($\alpha=0.96$) e para as suas subescalas (0.90, 0.93 e 0.90, respectivamente). Estes valores são similares aos referidos por Loyd e Gressard e Bandalos e Benson.

Os estudos realizados até à data com o CAS não são totalmente conclusivos sobre a sua verdadeira composição factorial. Como vimos, alguns investigadores sentem-se inclinados a confirmar a existência das três dimensões de partida: gosto, ansiedade e confiança. No entanto, existe evidência, inclusivamente nos estudos que os seus autores consideraram como confirmatórios, de que essa estrutura trifactorial pode não ser estável, sendo de admitir em alternativa a existência de dois factores (o factor Gosto e um factor resultante da fusão do factor Confiança e da Ansiedade) ou mesmo, se considerarmos as elevadas correlações entre as três dimensões encontradas em praticamente todos os estudos de validação, de um único factor. Note-se ainda que a estrutura factorial do CAS é sensível ao contexto cultural de aplicação. Estudos de adaptação a populações não ocidentais mostraram que, quer o número de factores obtidos, quer a sua natureza em termos dos itens constitutivos não correspondem necessariamente aos do instrumento original (Berberoglu e Calikoglu, 1993; Kim *et al.*, 1994).

Relativamente a outros procedimentos de validação, as três dimensões do CAS foram correlacionados de forma estatisticamente significativa com indicadores alternativos das atitudes face aos computadores, mostrando-se capazes, com a excepção da subescala Gosto, de reflectir as mudanças atitudinais resultantes da frequência de um curso de introdução à informática (Loyd e Loyd, 1985). Num outro estudo, realizado com uma amostra mista de 343 estudantes do ensino secundário e universitário, Loyd e Gressard (1984a) constataram a existência de uma relação significativa entre as três dimensões atitudinais da CAS e a experiência de utilização do equipamento informático, com o nível de experiência a covariar positivamente com o grau de favorabilidade das atitudes.

Curiosamente, Szajna (1994) não conseguiu confirmar a validade preditora da versão do CAS elaborada por Bandalos e Benson, relativamente ao nível de realização efectiva em tarefas informáticas. Nem a escala no seu conjunto, nem as suas subescalas exibiram neste estudo qualquer relação

consistente com a performance.

Lloyd e Loyd (1985) produziram uma versão especial da CAS destinada a professores. Aos trinta itens originais, acrescentaram dez novos itens, constitutivos de uma outra dimensão, intitulada “**Percepção da Utilidade dos computadores para o trabalho presente ou futuro**”. Esta escala CAS revista (designada **CAS-40**) foi aplicada a um grupo de 114 professores em exercício, e analisada factorialmente. O resultado desta análise mostrou que uma solução com apenas três factores independentes se ajustava melhor a esta amostra, de novo com as dimensões de Ansiedade e Confiança ($r=0.92$) a formarem um único factor. Loyd e Loyd reconhecem que, para o grupo de professores usado no desenvolvimento da CAS-40, “*a correlação entre a Ansiedade e a Confiança (...), e os resultados da análise de factores sugerem que estas duas subescalas medem o mesmo traço*” (op. cit., págs. 907-908). Uma correlação anormalmente elevada ($r=0.76$) entre estes dois factores foi igualmente encontrada por Roszkowski e colaboradores (1988). Assinale-se, no entanto, que Kluever *et al.* (1994) reexaminaram recentemente esta versão da CAS para professores, utilizando para o efeito 265 professores em exercício, referindo ter replicado satisfatoriamente os seus quatro factores, cuja interpretação se manteve inalterável. Eles concluem que

a CAS é um instrumento fiável respeitante às atitudes e às impressões dos professores sobre as aplicações educacionais dos computadores, (...) podendo ser usado como um score total ou separado em quatro subescalas correlacionadas (pág. 255-259).

No seu estudo original, Loyd e Loyd (1985) examinaram a validade discriminante da CAS-40, por intermédio de uma série de ANOVAS em que a variável independente foi a experiência informática dos sujeitos. Os quatro factores da escala mostraram-se capazes de diferenciar os respondentes quanto ao seu nível de experiência ($p<0.05$): os professores com menos experiência apresentaram, em média, maior ansiedade, menor gosto, menor confiança nas suas capacidade e uma convicção menor na utilidade dos computadores. No estudo atrás citado, Roszkowski e colaboradores (1988) verificaram igualmente que as subescalas da CAS-40 (com excepção da subescala de Utilidade) exibiam validade preditora relativamente a scores de um curso de informática ($r=-0.50$) e correlacionavam da forma teoricamente antecipada com uma medida de aptidão, literacia e interesse pelos computadores. Estes autores reconhecem que “*o potencial da CAS é surpreendente, se atendermos à proverbial baixa fiabilidade e validade de muitos, senão mesmo da maioria, dos instrumentos de medida das atitudes*” (op. cit., pág. 1034).

Bannon, Marshall e Fluegal (1985) desenvolveram uma escala

bidimensional de atitudes face aos computadores, a *Cognitive and Affective Computer Attitude Scale (CACAS)*, composta por dois factores, a que chamaram **Atitudes Cognitivas** (7 itens, $\alpha=0.93$) e **Atitudes Afectivas**, (7 itens, $\alpha=0.89$). A inspecção dos respectivos itens mostra, porém, que se trata de duas dimensões relativas ao impacto social dos computadores, sendo a primeira constituída predominantemente por itens formulados no sentido positivo (exemplo: “os computadores melhorarão os cuidados de saúde”) e a segunda por itens formulados negativamente (exemplo: “os computadores desumanizarão o ensino”). Infelizmente as autoras não reportam quaisquer elementos adicionais que permitam avaliar qual a pertinência da separação factorial entre estas dimensões. Atendendo à natureza substantiva dos factores, suspeitamos que existirá uma correlação elevada entre elas, e que é possível que a CACAS seja uma escala essencialmente unidimensional.

Uma interessante escala que pretende medir as atitudes face ao uso dos computadores foi desenvolvida por Popovich, Hyde, Zakrajsek e Blumer (1987). Trata-se da *Attitudes-Toward-Computer Usage Scale (ATCUS)*. Os vinte itens desta escala estão redigidos de maneira a fazerem, directa ou indirectamente, referência a situações que envolvem a utilização efectiva de computadores. Por exemplo, o item 1: “Preferiria escrever um artigo num processador de texto do que numa máquina de escrever” ou o item 2: “Sempre que uso algo computadorizado, receio estragá-lo”.

As autoras, após uma análise de componentes principais, identificaram 4 factores na ATCUS: (1) **Reacções Negativas** face aos computadores; (2) **Reacções Positivas** face aos computadores; (3) **Os computadores e as Crianças e/ou a Educação** e (4) **Reacções face a mecanismos** familiares relacionados com computadores. A consistência interna da escala total é aceitável ($\alpha=0.84$), não tendo contudo sido referidos os índices de consistência interna das dimensões constituintes. As autoras correlacionaram a escala total, e as suas subescalas, com diversas medidas criteriosais, especificamente com indicadores de familiaridade com o computador e com a ansiedade informática. Registou-se uma correlação, no sentido esperado, entre a escala total, por um lado, e o grau de familiaridade com os computadores e a ansiedade informática, por outro. Um aspecto interessante deste estudo de validação tem a ver com o facto de a componente *Reacções Positivas* apresentar uma associação estatisticamente significativa com a ansiedade manifestada, o mesmo não sucedendo com as *Reacções Negativas*, facto que traz alguma credibilidade à separação factorial entre as duas dimensões, embora Popovich e colaboradores não discutam o eventual significado substantivo desta distinção. Podemos concluir, a partir da magra evidência produzida neste estudo, que a dimensão comportamental das atitudes face aos computadores (isto é, a disposição para o uso dos computadores) parece ter uma natureza multifacetada e dependente do contexto de uso que se esteja a examinar, e que, além disso, pode existir

uma aparente assimetria nesta dimensão: as atitudes face ao uso com uma “orientação” negativa teriam uma relação com as variáveis criteriosais diferente da que é exibida pelas atitudes com “orientação” positiva.

Uma replicação do estudo de Popovich *et al.* com uma amostra de idosos foi realizada por Brown, Brown e Baack (1988). Estes autores obtiveram uma estrutura factorial diferente: seis factores, com alguns dos itens a saturar em factores distintos dos originais. Este facto não parece abonar muito em favor da estabilidade factorial da ATCUS, embora Brown e os seus colaboradores tenham logrado reproduzir a diferenciação dimensional do instrumento em componentes com orientação positiva e negativa. Este aspecto, pela sua replicabilidade, constitui, na nossa opinião, talvez o ponto mais interessante desta escala e merece ser investigado em estudos subsequentes.

Kinzie e Delcourt (1991) produziram a **Attitudes Toward Computer Technologies (ACT)**, um instrumento especificamente dirigido a professores, e que mede duas dimensões: **Conforto/Ansiedade** e **Utilidade Educativa Percebida**. A inspecção dos itens que representam a primeira dimensão mostra que, além dos itens habituais relativos à ansiedade, esta subescala contém itens que aludem à confiança do respondente na utilização da tecnologia (por exemplo, “*Tenho confiança na minha capacidade para obter bons resultados num curso que requeira o uso do computador*”). É a este aspecto da auto-confiança a que as autoras chamam Conforto. A segunda dimensão obtida é mais interessante. O objectivo explícito de Kinzie e Delcourt fora o de construir um instrumento que medisse duas dimensões atitudinais putativas, o conforto/confiança no uso e a utilidade pedagógica dos computadores. No entanto, a análise de componentes principais mostrou que a segunda dimensão se desdobrava em dois factores claramente distintos, um deles constituído por itens formulados negativamente, isto é, que se referiam ao impacto negativo dos computadores em certos aspectos da actividade docente, e o outro formado por itens de orientação positiva, itens que se referiam aos aspectos positivos da utilização educacional dos computadores. Embora a correlação entre estes dois factores fosse moderada ($r=0.45$), as autoras preferiram fundir estes dois factores num único, com o argumento de que não existiam razões claras para a sua distinção. A consistência interna para as duas subescalas era de 0.90 e 0.83 respectivamente.

Mais recentemente, foram desenvolvidas algumas escalas com o objectivo explícito de medir as atitudes face aos computadores nas três dimensões atitudinais teóricas, isto é, nas dimensões afectiva, cognitiva e comportamental. Um desses instrumentos é o **CASS** (Jones e Clark, 1994), um instrumento destinado a alunos do ensino secundário, e composto por 40 itens em formato Likert. Embora as autoras não tenham designado as três dimensões obtidas com nomes específicos, um exame dos itens correspondentes permite reconhecer alguns dos factores tradicionais desta área. Assim, o componente afectivo é composto por itens que representam

a ansiedade informática, o componente cognitivo parece representar um misto de elementos relativos à percepção da utilidade e ao impacto pessoal e sobretudo social da tecnologia e o componente comportamental contém itens que se referem ao gosto pelo uso e à eficácia pessoal.

Um outro instrumento, o *Computer Apathy and Anxiety Scale* (CAAS, Charlton e Birkett, 1995), foi desenvolvido na Grã-Bretanha com uma amostra de alunos universitários, pretendendo igualmente medir as três dimensões atitudinais tradicionais. Os seus autores obtiveram, após factorialização, três componentes que representam as dimensões identificadas como **Ansiedade** (dimensão afectiva), **Apatia** (dimensão comportamental) e **Excesso de Ênfase Societal** dos computadores (dimensão cognitiva). A inspecção dos respectivos itens permite concluir, porém, que estas duas últimas dimensões correspondem, respectivamente, aos factores Gosto pelo uso e Impacto Social, que encontramos nos instrumentos clássicos (p.ex., no CAS de Loyd e Gressard e no ATC de Raub). Charlton e Birkett mostraram que os dois primeiros factores exibem validade divergente e convergente.

A SATC (Selwyn, 1997) é uma escala britânica com 21 itens, que se destina a alunos na faixa etária dos 16-19 anos. A análise factorial confirmou a existência das dimensões supostas pelos autores: (1) **Afectiva**, identificável pela natureza dos seus itens com um misto de ansiedade/confiança, (2) **Utilidade Percebida** do computador, (3) **Controlo Percebido**, identificável com a eficácia pessoal e (4) **Componente Comportamental**, expressão da intenção de uso dos computadores.

O aspecto mais interessante comum a estas três últimas escalas reside, na nossa opinião, no facto de testemunharem uma certa estabilização das diferentes dimensões existentes no campo conceptual que se subsume sob a expressão genérica de *atitudes face aos computadores*. A maioria das escalas elaboradas na década anterior tendiam já, aliás, a evidenciar que as atitudes face aos computadores constituem um domínio multidimensional e recorrente, embora alguns desses instrumentos não lograssem separar de forma adequada esses componentes.

1.3. *Escalas de ansiedade face aos computadores*

Como se viu, a maioria das escalas multidimensionais de atitudes face aos computadores contém uma subescala que mede a ansiedade informática. Kernan e Howard (1990, pág. 682) referem a propósito que

(...) uma observação desconcertante que se pode fazer a respeito dos vários instrumentos de medida do construto de ansiedade informática, é a sua tendência para capturarem mais do que pode ser, em rigor, designado por ansiedade informática como tal. (...) Essas escalas são, por natureza,

multidimensionais e parecem captar várias atitudes face aos computadores, para além da ansiedade informática.

Note-se, porém, que seria mais correcto formular esta observação em sentido inverso, isto é, admirando-nos como as escalas que pretendem medir as atitudes acabam invariavelmente por conter uma dimensão relativa à ansiedade face aos computadores. De facto, a maioria das escalas referidas por Kernan e Howard, com a única excepção da escala ATC de Raub, são, a fazer fé na intenção original dos seus autores, escalas de atitudes, e não escalas de ansiedade.

Existem, no entanto, algumas escalas que se propõem medir apenas o construto de ansiedade face aos computadores. Uma das mais estudadas é o **Computer Anxiety Index (CAIN)**, desenvolvido por Maurer (1983). Este instrumento é composto por 26 itens e pretende medir a ansiedade expressa pelos respondentes quando estão a usar *realmente* o computador. A inspecção dos seus itens revela, porém, algumas semelhanças com os do ATC de Raub, que, recorda-se, é um instrumento multidimensional que abrange as dimensões do gosto, da ansiedade e do impacto social. Maurer indica uma consistência interna (alfa de Cronbach) de 0.94 e um coeficiente de teste/reteste de 0.90 para o CAIN. Embora não tenha confirmado factorialmente a sua unidimensionalidade, Maurer procedeu a uma tentativa de validação concorrente do CAIN, tendo obtido correlações moderadamente significativas com uma medida de ansiedade geral ($r=0.32$), o *State Trait Anxiety Inventory* de Spielberger (Spielberger *et al.*, 1970), e com um índice de ansiedade derivado a partir de uma observação estruturada dos sujeitos em situação de utilização efectiva dos computadores ($r=0.36$). Os escores no CAIN tendem, além disso, a correlacionar inversamente com a experiência de uso.

O facto de o CAIN não ter sido factorializado, de a validade facial dos seus itens não ser totalmente convincente, e de um estudo recente (King, 1993, citado em King e Bond, 1995) ter levantado sérias dúvidas sobre o que se mede realmente com este instrumento, constituem motivos para pôr em questão a sua validade de construto. King e Bond (1995), em particular, examinaram a estrutura psicométrica do CAIN segundo um modelo de Rasch e concluíram que este instrumento mede provavelmente (o autor usa a expressão “*hopefully*”) a ansiedade informática, mas que seis dos seus itens deveriam ser eliminados (pelo menos para populações bastante jovens).

Heinssen, Glass e Knight (1987) elaboraram a **Computer Anxiety Rating Scale (CARS)**, um instrumento originalmente composto por 20 itens, e que, segundo os seus autores, se destina a medir os “componentes” afectivo, cognitivo e comportamental da ansiedade. No estudo de validação original, realizado com uma amostra de 270 estudantes universitários, Heinssen e os seus colaboradores não analisaram a estrutura factorial do CARS, mas

mostraram que os escores totais neste instrumento apresentavam validade convergente com algumas variáveis usadas como critério, como a experiência informática, outras formas de ansiedade (a ansiedade matemática e de teste), e indicadores cognitivos e fisiológicos de estados ansiolíticos. A validade factorial da CARS foi posteriormente examinada por Chu e Spires (1991) e por Harrison e Reiner (1992). Estes últimos autores, usando uma amostra de 776 adultos, encontraram dois factores claramente distintos: o primeiro desses factores corresponde à dimensão de Ansiedade/Confiança, com itens como “*hesito em usar computadores com receio de cometer erros que não possa corrigir*” ou “*sinto-me apreensivo com ter de usar computadores*”, mas o segundo factor identificado parece ser similar à componente Gosto/Apreço já encontrada em outras escalas. Itens que pertencem a esta dimensão são, por exemplo, “*o desafio de aprender coisas sobre os computadores é excitante*” e “*encaro com gosto a perspectiva de vir a usar computadores no meu trabalho*”. Miller e Rainer (1995) chamaram a estes dois factores, respectivamente, Alta Ansiedade e Baixa Ansiedade. No entanto, atendendo ao conteúdo dos itens que os constituem e à tradição já consolidada desta área, consideramos mais apropriada a identificação inicialmente proposta.

Uma outra escala de ansiedade, a **Computer Anxiety Scale (CAS-M)**, foi desenvolvida por Marcoulides, Rosen e Sears (1985; ver igualmente Marcoulides, 1989). Trata-se de um instrumento composto por 20 itens, em formato de resposta Likert, e que, segundo o seu autor, é constituído por duas subescalas, a que chama **Ansiedade Geral** e **Ansiedade perante Equipamentos**.

Marcoulides (1989, pág. 734) descreve a CAS-M como um instrumento que

mede a percepção que os estudantes têm da sua ansiedade em diferentes situações relacionadas com os computadores, [porque] existe evidência de que as escalas de ansiedade que limitam os seus itens a situações específicas têm um valor preditor maior para essas situações do que os testes de conteúdo mais diversificado.

Em conformidade com esta ideia, todos os itens do CAS-M são introduzidos pela mesma expressão: “sinto-me ansioso ao...”, distinguindo-se entre si pela situação representada: por exemplo, falar sobre uma aula de informática ou visitar uma loja de computadores. Marcoulides realizou, embora sobre a mesma amostra, uma análise confirmatória que mostrou que a estrutura bidimensional se ajustava melhor aos dados que um modelo unidimensional.

Mais recentemente, duas outras aplicações do CAS-M confirmaram, não apenas a bidimensionalidade, mas a invariância da sua estrutura em grupos de sujeitos de características diferentes: estudantes universitários e

polícias (Marcoulides *et al.*, 1995). A correlação entre estas duas dimensões da ansiedade é significativa e de valor moderado ($r=0.65$).

A possibilidade de a ansiedade face aos computadores se poder desdobrar num elemento geral e em um ou vários aspectos factorialmente distintos, correspondentes a situações de utilização específica, fora aliás já entrevista por Oetting (1983, citado em Bellando e Winer, 1985), ao produzir uma escala (*Computer Anxiety Scale - COMPAS*) que, além do factor geral, mediria nada menos que outras seis áreas de ansiedade potencial dos respondentes (e correspondentes a situações de uso de uma calculadora portátil, entrada de dados, confiança, processamento de texto, operações comerciais e ciência da informática).

1.4. Atitudes e ansiedade

Um problema importante que se levanta a propósito do construto de ansiedade face aos computadores é o de determinar em que medida estamos em presença de uma dimensão autónoma e distinta do que se chama convencionalmente as atitudes face aos computadores.

A avaliar pela literatura disponível, a ansiedade parece ser um construto robusto, que deve provavelmente ser considerado como distinto das dimensões atitudinais propriamente ditas. Além disso, parece ser composto por um factor comum ou geral, responsável por uma parte importante da variância observada, e por alguns factores específicos, em número indeterminado ou provavelmente indeterminável, porque específicos dos contextos de operação (*vide*, por exemplo a ansiedade face ao equipamento de Marcoulides, 1989).

Existem, aliás, razões para se distinguir a ansiedade das atitudes face aos computadores. Razões que são, em primeiro lugar, de carácter histórico, se considerarmos que a tradição de investigação da problemática do *stress* e da ansiedade, considerada como um traço psicológico (Spielberger, 1972), se tem desenvolvido parcialmente à margem da investigação sobre atitudes. Daí que o construto de ansiedade informática ou *computerfobia* resulte, em larga medida, de um raciocínio por analogia relativamente à ansiedade face à matemática, a qual, por sua vez, radica na tradição investigativa da ansiedade em geral (Cambre e Cook, 1984).

Mas as razões mais importantes para sustentar a separabilidade entre a ansiedade e as atitudes face aos computadores resultam das tentativas de validação factorial que se levaram a cabo em alguns estudos. Mesmo nos casos em que os autores não fazem uma distinção deliberada entre os dois construtos, a análise factorial das escalas multidimensionais tem revelado, de forma consistente, a existência de uma subescala ou componente estatisticamente distinguível e que se tende a identificar de ordinário com a ansiedade face aos computadores.

Algumas tentativas de validação convergente ou concorrente foram realizadas neste domínio. Por exemplo, Dukes, Discenza e Couger (1989) correlacionaram os escores de uma amostra de 221 estudantes universitários em quatro escalas de atitudes e/ou de ansiedade: a ATC de Raub, a CAS de Loyd e Gressard, o CAIN de Maurer e a BELCAT de Blomberg e Erickson (Erickson, 1987). Infelizmente, porque neste estudo apenas se referem dados relativos aos escores totais das escalas examinadas, e apenas um dos quatro instrumentos usados no estudo – o CAIN de Maurer – é uma escala unidimensional da ansiedade, não é possível a partir deles extrapolar o que quer que seja sobre a estabilidade e a validade factoriais da componente ansiométrica, nem aceitar sem reticências a conclusão destes autores de que o facto de os instrumentos examinados mostrarem correlações elevadas entre si “*suporta a noção de que a ansiedade informática é um conceito muito robusto, exibindo as suas várias definições operacionais um alto grau de validade convergente*” (pág. 202). O que este estudo mostra, na nossa opinião, é a necessidade de se proceder mais cuidadosamente à discriminação das várias dimensões atitudinais envolvidas nestes instrumentos, se quisermos ter alguma clareza conceptual sobre o que estamos a estudar.

Num estudo mais bem desenhado, Kernan e Howard (1990), analisaram o padrão de correlações entre as diversas dimensões componentes de outros instrumentos. Concluíram que a ansiedade face aos computadores, medida pelas subescalas de ansiedade desses instrumentos, possui validade de construto, apresentando uma correlação significativa com três outros índices de ansiedade (Ansiedade de Estado, de Traço, e Matemática), o que não acontecia com as restantes subescalas atitudinais. Estes autores recomendam, assim, que “*não se trate a ansiedade informática e as atitudes relativas aos computadores como se fossem construtos equivalentes*” e sugerem que “*sejam explorados independentemente*” (pág. 689).

Uma conclusão similar foi alcançada por Zakrajsek e colaboradores (1990), após exame da validade convergente de sete instrumentos atitudinais. Para estes autores, o exame do padrão de intercorrelações obtidas convida “*a fazer uma diferenciação entre as reacções cognitiva e afectiva aos computadores (...)*” (pág. 348), sendo a ansiedade o elemento afectivo da reacção. Opinião similar é sustentada por outros autores (Harrison e Rainer Jr., 1992; Lambert, 1991; Bozionelos, 1997). Do mesmo modo, Janice Woodrow (1990) constatou, para uma amostra de professores que se encontravam em formação inicial, que as dimensões atitudinais do Gosto e da Confiança estavam relacionadas com a orientação do locus de controlo, mas que isso não acontecia com a dimensão da Ansiedade.

1.5. Conclusões

O exame das características dos instrumentos existentes permite-

nos tirar algumas conclusões sobre a natureza do construto que se costuma designar pela expressão genérica de **atitudes face aos computadores**:

1. A **ansiedade** face aos computadores, definida como “um estado emocional desagradável, marcado por (sentimentos de) preocupação, apreensão e atenção associadas ao pensar sobre, usar, ou estar na presença de um computador” (Pilotte e Gable, 1990, pág. 604), parece ser uma dimensão recorrente e estável dos instrumentos que medem este construto complexo. Aliás, à medida que o uso dos computadores se foi vulgarizando, tornou-se óbvio que certas pessoas desenvolviam sintomas de stress e comportamentos de evitamento muito marcados na presença destes equipamentos, e esses sintomas não deixaram de evidenciar a sua presença nos padrões de resposta aos instrumentos existentes. Alguns investigadores começaram a utilizar a expressão de “computerfobia” ou ainda de “ciberfobia” para caracterizar estas condutas. Por exemplo, Weinberg, English e Mond (1981) definiram a “ciberfobia” como uma resposta ansiosa do indivíduo ao contacto antecipado ou actual com computadores.

Uma questão em aberto prende-se com a relação entre esta dimensão e a dimensão da confiança pessoal. Em alguns instrumentos (p.ex. na CAS de Loyd e Gressard) estes dois conceitos são separados, mas em outras escalas tal não acontece (p.ex., a ACT de Kinzie e Delcourt, a CARS de Heinssen, Glass e Knight e a SATC de Sewyn. Vide igualmente King e Bond, 1995). A nossa discussão da CAS de Loyd e Gressard mostrou que as duas dimensões não parecem ser factorialmente separáveis. Busch (1995) defende que a CAS é bidimensional e não tridimensional. Não há dúvida que os dados que este autor apresenta sobre a relação entre os três factores tradicionais desta escala e o sexo dos respondentes, mostram que a ansiedade e a confiança constituem um conjunto psicometricamente separável da outra dimensão, o gosto. Na mesma linha, Kay (1992, pág. 284) afirma que “(...) *não é claro que a ansiedade informática e a confiança sejam conceitos realmente distintos. À primeira vista, parece que representam polos em extremos opostos do mesmo continuum*”. Na nossa opinião, contudo, é aconselhável continuar a considerar a Ansiedade e a Confiança pessoal como dimensões que, embora fortemente correlacionadas, são substantivamente distintas, como se deduz aliás da função etiológica que se tende a atribuir à segunda sobre a primeira. Mais importante, no entanto, que esta questão é a da independência da ansiedade informática relativamente ao construto genérico de *atitude* face aos computadores. Como dissemos atrás, existe alguma evidência, embora não totalmente persuasiva, de que a ansiedade *não* deve ser considerada como uma parte constituinte desse construto alargado, sendo na realidade uma manifestação conexas, mas independente. É provável que estudos da ansiedade informática que utilizem outra metodologia que não as escalas tradicionais de auto-resposta, por exemplo medidas fisiológicas directas em

situação de uso (Cambre e Cook, 1984), possam evidenciar, de uma forma mais nítida, a separabilidade entre estas duas dimensões. Entretanto, as escalas atitudinais de papel e lápis tenderão a produzir correlações elevadas entre a ansiedade e as atitudes, e a obscurecer as diferenças eventualmente existentes entre estas dimensões.

2. Uma parte significativa das escalas existentes identifica a dimensão afectiva das atitudes face aos computadores com a expressão do **Gosto** por esses equipamentos e por aspectos relacionados com a sua tecnologia. Curiosamente, em dois dos instrumentos recentes, no CASS (Jones e Clark, 1994) e no CAAS (Charlton e Birkett, 1995), este factor é associado pelos respectivos autores à dimensão comportamental, e não afectiva, da atitude, um equívoco explicável pelo modo abrangente como Loyd e Gressard o definem: “apreço pelos computadores e *pele seu uso*” (Loyd e Gressard, 1984b, ênfase nosso). Em todo o caso, esta categoria parece representar o núcleo essencial da dimensão afectiva das atitudes face aos computadores.

3. A dimensão cognitiva das atitudes face aos computadores, como expressão das crenças e representações dos sujeitos relativamente ao objecto atitudinal, tende a corporizar-se em dois factores relativamente distintos: a **Percepção da Utilidade** dos computadores, a qual exprime a maior ou menor convicção dos respondentes na capacidade desses equipamentos para melhorarem o seu desempenho académico ou profissional ou para produzirem resultados socialmente relevantes, e o factor chamado **Impacto Social** dos computadores por Raub (1981) e **Ênfase Societal** por Charlton e Birkett (1995), isto é, a ideia de que os computadores têm ou podem ter, em termos gerais, uma influência detrimental sobre a sociedade e sobre as relações entre os indivíduos.

4. Apesar destas dimensões afectivas e cognitivas evidenciarem uma apreciável separabilidade factorial, o que pode ser tomado como um indício da sua validade de construto, faltam também aqui estudos de validação que garantam que estamos em presença de dimensões operacionalmente distintas da atitude face aos computadores, e não apenas perante facetas menores de um construto essencialmente unitário. Tem sido difícil, empiricamente, distinguir os efeitos destas várias dimensões ou facetas, isto é, estabelecer a sua validade convergente e sobretudo a sua validade divergente. Este problema é, aliás, comum à maioria das investigações sobre atitudes, não sendo de maneira nenhuma específico da problemática das atitudes relativas a computadores. Como se disse atrás, é possível que os instrumentos de medição utilizados predominantemente, escalas de auto-resposta que supõem a mediação do aparato cognitivo na activação das atitudes, tendam

a atenuar as diferenças entre as três dimensões atitudinais, como sugere Breckler (1984). Se for esse o caso, fazem falta estudos que utilizem outros procedimentos de medida susceptíveis de evidenciar a especificidade dos subsistemas afectivo, cognitivo e conativo que se supõe estarem por trás de cada um desses componentes.

2. A escala ATI (Atitudes face aos computadores)

Dado que não conhecemos, em Portugal, nenhum instrumento de medição das atitudes face aos computadores devidamente validado e com características psicométricas conhecidas, decidimos proceder à construção de uma escala. Embora nos interessem primariamente as atitudes face aos computadores dos professores, tivemos a preocupação, ao elaborar essa escala, de nela não incluir itens que presumissem a profissão ou quaisquer características particularizantes dos respondentes. Deste modo, este instrumento poderá ser usado com grupos sócio-profissionais diferentes, por exemplo pessoal paramédico ou administrativo.

Como explicámos anteriormente, os mais antigos instrumentos de medição das atitudes face aos computadores datam dos anos sessenta. Na sua maioria, são instrumentos de papel e lápis, do tipo auto-relatório, em que os sujeitos cujas atitudes desejamos apurar são inquiridos directamente e devem fornecer respostas verbais que exprimem as atitudes em causa. Decidimos proceder, pela nossa parte, à elaboração de uma escala desse tipo, dadas as vantagens que resultam do formato, em termos de facilidade de aplicação e de tratamento dos resultados.

Passamos agora a descrever a construção e a caracterização psicométrica desta escala, começando pelo procedimento adoptado na redacção de um *pool* inicial de itens e na sua arrumação em categorias a priori, definidas operacionalmente, processo esse que pode ser considerado como a validação de conteúdo da ATI. Em seguida serão apresentados os resultados obtidos na aplicação da escala a diferentes conjuntos de respondentes.

A caracterização factorial das subescalas que constituem a ATI foi realizada inicialmente a partir de um estudo-piloto, que envolveu 192 sujeitos, professores em exercício e estudantes de cursos de formação de professores. Este primeiro estudo serviu para analisar as propriedades psicométricas de um amplo conjunto de itens, e para obter uma versão mais curta da escala. Num estudo subsequente, que abrangeu 326 alunos universitários, as características da versão encurtada da ATI foram replicadas e validadas factorialmente. Por último, a ATI foi aplicada a três grupos de professores em formação inicial e em exercício, num total de 702 sujeitos. No seu conjunto, a construção e validação da ATI envolveu 1220 respondentes.

2.1. *Elaboração dos itens*

A 1ª fase da construção da ATI consistiu no levantamento da literatura de investigação relativa a atitudes face aos computadores, com o objectivo de localizar instrumentos que pudessem servir de ponto de partida para a elaboração da nova escala. Consultámos duas bases de dados electrónicas, a ERIC e a PSYCLIT, bem como periódicos da especialidade, com especial destaque para a *Educational and Psychological Measurement*. Alguns trabalhos suplementares foram identificados a partir da bibliografia referida nos artigos extraídos nesta primeira consulta.

Concluída a análise bibliográfica, redigimos um conjunto inicial de 89 itens, alguns dos quais foram extraídos de vários questionários preexistentes – especialmente do CAS, de Loyd e Gressard – e os restantes elaborados a partir de conversas com professores com experiência de formação na área da informática. Para conceptualizar operacionalmente as várias dimensões da ATI, e com o objectivo de facilitar a redacção e arrumação conceptual dos itens, usámos como fio condutor as facetas atitudinais que a literatura nos mostrou serem as mais plausíveis e estáveis, ou seja, a ansiedade, o apreço/gosto, a confiança, a percepção da utilidade e o impacto social. Os itens produzidos nesta fase preliminar foram apreciados por um júri de 5 profissionais (4 formadores de professores e 1 ex-responsável do projecto Minerva) que classificaram cada um deles segundo um duplo critério: clareza redactorial e adequação às dimensões estipuladas. Como resultado desta avaliação, 12 itens foram eliminados e alguns rescritos e reclassificados categorialmente, tendo-se retido 77 itens, redigidos positiva e negativamente, que foram distribuídos pelas cinco dimensões referidas da maneira indicada no Quadro 2.

Quadro 2. Dimensões a priori da escala e respectivos itens.

Dimensões a priori. Como se disse atrás, foram definidas 5 dimensões a priori nesta escala: Ansiedade, Apreço/Gosto, Confiança, Utilidade e Impacto Social. A primeira dimensão – **Ansiedade** – é constituída por itens que exprimem uma *reação ou resposta afectiva* do sujeito, quando em interacção real ou antecipada com os computadores. Essa reacção pode ocorrer apenas internamente (conforto/desconforto) ou traduzir-se em comportamentos exteriorizados (aproximação/evitamento). Nestes itens

está ausente todo e qualquer componente cognitivo: o sujeito apenas reporta emoções ou estados afectivos que se desencadeiam espontaneamente, e, portanto, sem mediação cognitiva, quando pensa em computadores ou está perante eles. Itens típicos são, por exemplo, “os computadores fazem-me sentir desconfortável” ou “sempre que posso, evito usar computadores”.

Dimensão	N de itens	Positivos	Negativos
Ansiedade	18	7	11
Apego/Custo	18	9	9
Confiança	14	3	11
Utilidade	17	7	10
Impacto Social	10	2	8
Total	77	28	49

lhe suscitam. Itens típicos são, por exemplo, “gostaria de possuir um computador” ou “os computadores são muito interessantes”.

A terceira dimensão – **Confiança** – é representada por itens que, como a designação sugere, traduzem o *grau de confiança pessoal* na capacidade de funcionar eficazmente com os computadores. Itens típicos são, por exemplo, “os computadores fazem-me sentir estúpido” ou “não aprecio o desafio de resolver problemas com a ajuda de computadores”.

A quarta dimensão – **Utilidade** – agrupa os itens que representam a *opinião do sujeito sobre a utilidade* dos computadores (para que servem e a quem servem) e o seu impacto global sobre a vida humana. Itens típicos são, por exemplo, “os computadores são ferramentas muito úteis” ou “os computadores já controlam demasiado as nossas vidas”.

Finalmente, a quinta e última dimensão – **Impacto Social** – agrupa os itens que se referem ao modo como os respondentes avaliam a crescente presença dos computadores nas mais diversas esferas da vida humana e os potenciais benefícios ou prejuízos dessa presença. Uma definição operacional de cada dimensão apresenta-se, em síntese, no Quadro 3.

Quadro 3. Definição operacional das dimensões das atitudes face aos computadores.

Dimensão	Expressão de:	Factores/Itens da escala:
Adequadeza	<ul style="list-style-type: none"> ■ adequadeza de requisição ou acesso ■ condições de utilização 	<ul style="list-style-type: none"> ■ custo de utilização física dos computadores ■ utilidade aos computadores ■ custos ou falta sobre os computadores ■ adequadeza ou utilidade aos computadores
	<ul style="list-style-type: none"> ■ apoio dos professores (ou estudantes) ■ meios técnicos (ou desatualizados) ■ apoio técnico (ou desatualizado) 	<ul style="list-style-type: none"> ■ os computadores em geral ■ utilização de um computador
Confiança	<ul style="list-style-type: none"> ■ confiança no equipamento disponível 	<ul style="list-style-type: none"> ■ uso produtivo do computador ■ adequadeza ou eficiência dos computadores ■ compatibilidade dos computadores e outros equipamentos
Utilidade	<ul style="list-style-type: none"> ■ compatibilidade da utilidade dos computadores 	<ul style="list-style-type: none"> ■ o próprio ou os outros
Tempo total	<ul style="list-style-type: none"> ■ tempo gasto dos computadores 	<ul style="list-style-type: none"> ■ a sociedade

professores. O objectivo principal deste estudo piloto foi o de obter uma versão mais curta da escala, cuja fiabilidade e validade factorial pudessem ser apuradas em aplicações subsequentes. No questionário, os itens foram ordenados ao acaso. Escolheu-se um formato de resposta de tipo Likert, com cinco níveis de resposta, ancorados em 5 = Concordo absolutamente e 1 = Discordo absolutamente. Os escores dos itens redigidos negativamente foram invertidos antes da codificação.

Composição da amostra. A composição da amostra piloto, por tipo e sexo acha-se representada no Quadro 4. Os alunos eram estudantes do 3º e 4º anos de vários cursos de formação de professores de uma universidade do norte do país. A distribuição dos professores pelos diferentes graus de ensino apresenta-se no Quadro 5.

Quadro 4. Distribuição (e percentagem) dos respondentes, por tipo e sexo.

Quadro 5. Número de professores da amostra, por grau de ensino.

Tipo	Sexo masculino	Sexo feminino	Total
Professores	24 (20,5%)	93 (79,5%)	117
Alunos	12 (10%)	63 (84%)	75
Total	36 (18,3%)	156 (81,7%)	192

média e do desvio-padrão dos itens. O objectivo era detectar e eliminar os

	Ed. Infância	1º Ciclo	2º Ciclo	3º Ciclo	Secundária	Outros
Número	12	46	16	19	19	5

1.ª categoria "Outros" refere-se ao domínio que não se encontrava de fato a funcionar

dos itens da escala, aumenta a razão entre o número de respondentes e o de itens, o que é especialmente importante quando essa *ratio*, como é o caso, não é muito elevada. Decidimos assim eliminar os itens que apresentavam um coeficiente de variação baixo, ou seja, os itens que apresentavam uma média extrema e/ou um desvio-padrão baixo. Foram assim removidos 17 itens. Os 60 itens restantes foram utilizados na análise de componentes principais subsequente.

Análise de Componentes Principais. A análise da estrutura factorial é um momento importante na construção de um novo instrumento. Certos autores preferem realizá-la após a depuração dos itens do instrumento por meio de procedimentos que essencialmente correspondem à determinação da correlação item-total e de índices de consistência interna. No entanto, a análise de factores, como indicam, entre outros, Gable e Wolf (1993), pode e deve ser realizada *antes* do estudo da consistência interna, como um meio para garantir que os itens retidos possuem uma estrutura factorial significativa e, indirectamente, que a consistência interna do instrumento definitivo seja mais elevada. De facto, sendo uma análise de factores um processo que consiste em examinar a matriz de correlações (ou de covariâncias) de um conjunto de variáveis, com vista a determinar agregados de variáveis com correlações mútuas superiores à média, a realização prévia dessa análise assegura que os itens que apresentam uma saturação substancial em cada factor possuirão uma correlação item/total elevada, e, *ipso facto*, que as subescalas resultantes possuirão uma consistência interna elevada. De resto, e porque a análise de factores é usualmente considerada um procedimento comum na determinação da validade interna (de construto) de qualquer instrumento de medida, isto é, um meio de responder à questão: “que mede este instrumento?”, parece fazer mais sentido realizá-la antes de determinar a fiabilidade, que responde à questão: “isso que é medido, é bem medido?”. Primeiro importa saber o que se mede, e só depois se isso se mede bem e consistentemente.

Por essa razão, neste estudo as análises de factores precedem a determinação da fiabilidade das escalas e subescalas respectivas. Um outro problema, no entanto, é o de decidir, de entre os diversos tipos de análises de factores existentes, qual realizar. Optámos, nas fases iniciais de desenvolvimento dos instrumentos, por análises de componentes principais, que são procedimentos essencialmente exploratórios. Embora os componentes principais não sejam, em rigor, factores, a maioria dos

especialistas está de acordo em considerar que uma análise exploratória dada na extracção de componentes principais produz resultados o semelhantes aos obtidos quando se extraem verdadeiros factores (p.ex. Nunnally, 1978). Por essa razão, utilizámos sempre como ponto de partida das análises matrizes de correlação com 1's na diagonal principal e apenas quando a estrutura factorial resultante se apresentava pouca clara, isto é, quando o padrão de saturações não era muito “limpo”, repetimos essas análises com SMC's (quadrados das correlações múltiplas) introduzidos nas diagonais da matriz de correlação como estimadores iniciais da comunalidade, seguindo neste ponto a sugestão de Nunnally, que considera este procedimento “a sensible approach” (Nunnally, op.cit., pág. 411). Finalmente, para examinar a validade factorial dos instrumentos desenvolvidos e, no caso das escalas já existentes, a sua aplicabilidade à população portuguesa, realizámos análises confirmatórias, utilizando para o efeito o modelo matemático desenvolvido por Bentler e Weeks para a análise de sistemas de equações estruturais lineares e implementado no programa EQS (Bentler, 1995). Nestas análises confirmatórias, o método de estimação utilizado foi o de Verosimilhança Máxima (ML = *Maximum Likelihood*), que é o método standard no programa EQS e o mais usual nas análises de estruturas de covariância.

Quadro 6. Componentes principais do ATI (60 itens), seus valores próprios e % da variância total explicada por cada componente.

Componente	Valores próprios	% explicada	% acumulada
1	12,95	21,40	21,59
2	3,71	6,19	27,78
3	3,05	5,09	42,87
4	1,95	3,25	46,12
5	1,55	2,58	48,70
6	1,45	2,42	51,12
7	1,41	2,34	53,46
8	1,26	2,10	55,57
9	1,25	2,09	57,65
10	1,15	1,92	59,57
11	1,12	1,86	61,43
12	1,07	1,78	63,21
13	1,04	1,72	64,93

valores próprios (*scree plot*) e rejeitar os factores que se encontram na parte plana do gráfico. Como se pode apreciar pelo exame do Gráfico I, a parte plana começa no factor 4, o que significa que, segundo este critério, devemos

reter apenas os três primeiros factores, que, no seu conjunto, explicam cerca de 43% da variância total da amostra.

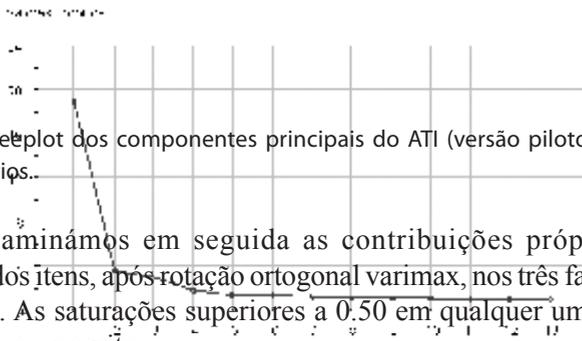


Gráfico I. Screeplot dos componentes principais do ATI (versão piloto) e respectivos valores próprios.

Examinámos em seguida as contribuições próprias (‘factor loadings’) dos itens, após rotação ortogonal varimax, nos três factores retidos (Quadro 7). As saturações superiores a 0.50 em qualquer um dos factores encontram-se a negrito.

Análise correlacional dos itens dos três factores. Para determinar quais os itens a reter na versão seguinte do questionário, submetemos os itens de cada factor a uma análise de consistência interna. A análise realizou-se em separado para cada um dos três factores, utilizando de início todos os itens com saturações superiores a 0.5 e examinando, para cada um deles, a correlação item-total e o alfa resultante da sua eliminação da subescala correspondente.

Utilizando um procedimento iterativo, foram eliminados sucessivamente os itens que, em cada subescala, menos contribuíam para a respectiva consistência interna. Pretendeu-se, desta maneira, conciliar dois objectivos: o máximo de consistência interna com o número mínimo de itens por factor. A solução final que retivemos apresenta-se no Quadro 8: Esta escala contém 17 itens, com uma consistência interna (alfa de Cronbach) total de 0.90 e alfas de 0.91, 0.83 e 0.82 respectivamente para as três subescalas constitutivas.

Interpretação dos factores. Note-se, antes de mais, que a solução factorial apresentada não reproduz exactamente os cinco construtos que serviram de ponto de partida para a elaboração da escala. Num ensaio preliminar examinámos uma solução com 5 factores rodados ortogonal e obliquamente, mas o 4º e o 5º factores não eram interpretáveis. O critério de Catell, que sugere a extracção dos três primeiros factores, acha-se assim corroborado pela análise substantiva do conteúdo dos itens.

Como interpretar estes três factores? A leitura dos itens que

compõem o Factor 1 não suscita grandes dúvidas: aqui predomina claramente o elemento ansiolítico, que na nossa conceptualização prévia definíamos como exprimindo “uma *reação ou resposta afectiva* do sujeito, quando em interacção real ou antecipada com os computadores”, reacção essa que “pode ocorrer apenas internamente (conforto/desconforto) ou traduzir-se em comportamentos exteriorizados (aproximação/evitamento)”. Note-se, porém, que os itens 21 (“*Receio não ser capaz de usar computadores*”) e 47 (“*Não gosto de usar computadores porque não sei como é que eles funcionam*”) foram inicialmente caracterizados por nós em termos da dimensão Confiança. Apesar dos dois construtos em causa (Ansiedade e Confiança) andarem frequentemente associados (a ansiedade resulta, como sabemos, muitas vezes da falta de confiança), são numerosas as escalas que as separam, não só por razões psicológicas, mas também por critérios estatísticos. No entanto, no presente caso, apesar do conteúdo *aparente* destes itens nos parecer remeter para vivências do tipo “confiança pessoal na utilização dos computadores”, o padrão de respostas efectivamente verificadas aconselha uma interpretação destes itens em termos de uma reacção afectiva com contornos ansiolíticos face aos computadores.

A interpretação do Factor 2 é igualmente clara. Todos os itens que saturam significativamente neste factor se referem aos computadores na sua relação com a sociedade, com o “mundo” no sentido lato, e em especial ao *impacto* que podem ter sobre as pessoas, quer desumanizando as relações sociais, quer induzindo alterações que, pela sua rapidez, ameaçam fazer-nos perder o controlo sobre as nossas vidas (veja-se, por exemplo, o item 65: “*Os computadores estão a mudar o mundo com demasiada rapidez e nós estamos a perder o controlo da situação*”). Tal como supuséramos, portanto, a influência dos computadores sobre a vida humana e o seu impacto na sociedade aparecem como um domínio conceptualmente autónomo, com expressão factorial clara e distinta.

Quadro 7. Saturações dos itens nos três factores, após rotação ortogonal varimax.

Item	F1	F2	F3												
A1	07	22	73	A19	55	23	00	A39	09	36	07	A61	03	39	30
A2	68	16	27	A20	33	05	07	A40	13	00	39	A63	62	10	01
A3	00	20	08	A21	72	21	05	A41	68	06	31	A64	29	60	08
A5	63	10	26	A25	01	09	55	A45	05	35	00	A65	17	70	01
A6	63	16	28	A26	05	10	33	A47	68	30	15	A66	00	09	31
A7	74	16	20	A28	36	00	23	A48	67	19	00	A67	36	30	07
A8	00	02	53	A29	25	39	31	A49	13	21	30	A68	54	21	50
A9	36	30	22	A31	68	22	19	A51	28	50	09	A69	06	23	60
A10	10	35	38	A32	62	27	30	A52	68	37	07	A70	20	63	37
A11	10	31	05	A33	10	00	57	A53	06	35	06	A71	02	20	15
A12	25	38	55	A34	09	30	33	A55	30	02	10	A72	35	36	07
A13	70	20	12	A35	82	22	16	A56	30	72	13	A73	07	38	37
A14	28	10	62	A36	77	22	09	A57	06	60	13	A74	29	00	39
A15	74	08	06	A37	02	00	62	A58	30	54	32	A75	26	53	16
A16	29	02	58	A38	38	00	00	A60	10	16	73	A76	20	09	02
Var.	20%	12%	11%												

(Nota: por razões de clareza, os sinais negativos foram omitidos.)

um interessante problema de interpretação. O seu sentido literal levou-nos a colocá-lo originalmente, como dissemos atrás, na dimensão Ansiedade (*vide* o sentir-se “bem”). No entanto, os respondentes interpretaram-no aparentemente de uma outra maneira, isto é, interpretaram-no de tal modo que o sentir-se bem (ou mal) não denotará, para eles, uma reacção primária e cognitivamente não mediada (isto é, algo assim como “sinto *bem estar* perante os computadores, não experimento ansiedade ou desconforto face a eles”), mas antes a expressão de um desejo, como se o item quisesse antes dizer: “seria *bom* para mim se fosse capaz de usar eficazmente um computador”. Quanto ao item 60, que é, curiosamente, o que apresenta uma contribuição própria mais elevada neste factor, o seu conteúdo aparente alude de facto à dimensão utilitária dos computadores, mas o facto de ele saturar no mesmo factor que os itens que se referem ao prazer experimentado, leva-nos a pensar que, pelo menos para estes respondentes, a referência ao papel “facilitador” dos computadores (“as coisas seriam mais fáceis para mim”) se enquadra no mesmo conjunto de representações mentais que determinam, para cada pessoa, o prazer ou desprazer na sua manipulação.

Deste modo, o estudo piloto sugere-nos a seguinte interpretação (provisória) dos três factores:

- 1º factor = Ansiedade face aos computadores
- 2º factor = Impacto social dos computadores
- 3º factor = Gosto no uso dos computadores

Em resumo, das cinco dimensões inicialmente propostas, três delas, a Ansiedade, o Impacto Social e o Gosto, acham-se replicadas factorialmente neste estudo e para esta amostra. Quanto às outras duas dimensões hipotéticas, Confiança e Utilidade, não parecem ter existência factorial independente. A expressão de confiança pessoal (ou da falta dela) na utilização dos computadores aparece confundida, para estes respondentes, com a manifestação de ansiedade face ao uso destes equipamentos, o

que, repete-se, não deixa de ter uma certa verosimilhança psicológica. Relativamente à utilidade, tudo se passa como se os respondentes a tivessem separado em dois componentes: um, que corresponde à dimensão social ou colectiva (a “utilidade social” dos computadores, por assim dizer) e que estaria subsumida pela dimensão que chamámos Impacto Social, e outro componente, mais pessoal (a “utilidade para mim”), que dependeria sobretudo, ou estaria associado, ao gosto experimentado no uso dos computadores. Neste último caso, os respondentes considerariam os computadores mais ou menos úteis conforme apreciariam mais ou menos a sua utilização (ou vice-versa).

Quadro 8. Composição factorial do ATI e fiabilidade (alfa de Cronbach) das suas subescalas – estudo piloto.

Factor 1 (útil)		Contribuição
alfa de Cronbach = 0,91		original
35	Pouco me uso computadores físicos como todo	0,82
36	Os computadores físicos me confundem	0,77
7	Tenho uma sensação de desconforto quando penso na possibilidade de usar um computador	0,74
21	Recuso-me a comprar aplicativos e utilizar computadores	0,72
13	Tenho receio de usar um computador	0,70
47	Não gosto de usar computadores porque não se como de verdade	0,68
Factor 2 (útil)		
alfa de Cronbach = 0,83		
66	Os computadores fazem-me sentir desconfortável	0,71
65	Os computadores são o maior o maior dos desconfortos rápidos e não causam o medo o medo da morte	0,70
57	Os computadores desconfortam a sociedade, os meus amigos os prezam como	0,69
70	Na minha opinião, já há demasiados computadores à nossa volta	0,63
64	Os computadores já causam desconforto em muitas vidas	0,60
Factor 3 (útil)		
alfa de Cronbach = 0,82		
60	Se pudesse escapar de um computador, eu iria para longe para ficar longe dele	0,72
14	Apreço a ideia de usar um computador	0,61
69	Gosto de usar computadores	0,60
16	Seria divertido trabalhar com um computador	0,58
12	Preferiria trabalhar com outros objectivos do que usar um computador	0,55
8	Sou muito bom de usar um computador	0,53

... e, ao repetir-se com frequência em diferentes episódios de utilização de um determinado teste, acaba por constituir uma evidência cumulativa que

permite que, com uma razoável margem de segurança, se possa dizer que o teste ou instrumento em causa é ou foi validado. Nesse sentido, por exemplo, se pronuncia a comissão de redacção dos **Standards for Educational and Psychological Tests**, quando define a validação de um teste como “(...) *um processo de acumulação de evidência que suporta [essas] inferências*” (APA, 1985, pág. 9).

Em parágrafos anteriores, aludimos a alguns aspectos da construção e da interpretação das subescalas do ATI que podem ser considerados como um elemento de validação do conteúdo desta escala. As cinco dimensões a priori foram apreciadas por juizes com competência profissional na área de interesse e as suas recomendações reflectem, quer a definição operacional das categorias, quer a arrumação dos itens em cada uma delas. Três das dimensões iniciais, a ansiedade, o impacto social e o gosto, foram confirmadas pela análise exploratória das respostas dos sujeitos da amostra piloto. Julgamos, assim, que a evidência produzida nesse contexto permite afirmar que o ATI apresenta suficiente validade de conteúdo, isto é, que os itens da escala representam instâncias ou exemplos apropriados dos construtos que são supostos medir.

Mas a validação de conteúdo é um processo essencialmente judicativo, assente em procedimentos definitórios e categorizadores, que, embora importantes e mesmo essenciais para o desenvolvimento bem sucedido de uma escala, constituem uma fase simplesmente preliminar desse desenvolvimento. Nas fases posteriores, em que o instrumento é testado no terreno, outras formas de validação se tornam possíveis, em especial a validação factorial e a validação de construto. A validação factorial é, de facto, um tipo ou modalidade da validação de construto, um procedimento essencialmente estatístico que procura responder à questão: “Em que grau certos conceitos (construtos) explicam a covariação nas respostas aos itens do instrumento?” (Gable e Wolf, 1993, pág. 101). Se esses construtos subjacentes existem e possuem operatividade, então as respostas aos itens que os representam devem organizar-se segundo uma estrutura correlacional clara, susceptível de confirmação factorial. É esse o objectivo e o espírito da análise de factores, considerada como procedimento de validação.

Nas fases iniciais da construção do instrumento, é normal obter uma primeira informação sobre a estrutura factorial através de procedimentos exploratórios, como a análise de componentes principais ou certos tipos de análise de factores latentes. Foi o que fizemos com o ATI. A extracção dos componentes principais é, no entanto, uma técnica mais apropriada para estudos de carácter exploratório, nos quais se pretende, sobretudo, descobrir uma estrutura emergente e não, como sucede nas fases validativas, confirmar uma hipótese bem articulada. Para este último caso, existem procedimentos mais poderosos, em especial os métodos confirmatórios que se baseiam na análise de estruturas de covariância. Uma análise confirmatória, ao invés de uma análise exploratória, parte de um modelo factorial pré-definido, uma

hipótese relativa ao modo como um conjunto de itens, que constituem uma escala, saturam nos factores dessa escala. O modelo hipotético de partida pode ser mais ou menos especificado pelo investigador, dependendo do grau de detalhe do conhecimento prévio que se tem sobre a estrutura factorial em estudo e da evidência empírica disponível sobre o comportamento dos itens da escala. Pode assim testar-se, por exemplo, um modelo factorial extremamente detalhado, que discrimine o número de factores ou subescalas componentes, os itens que as constituem, o valor numérico das contribuições de cada item para as respectivas subescalas, a correlação entre os factores e até as covariâncias de erro, isto é, a relação que as variáveis residuais que determinam o comportamento errático de cada um dos itens apresentam entre si. Ou pode, o que sucede com mais frequência, testar-se simplesmente um modelo “despojado”, no qual apenas se postulam *a priori* o número de factores e os itens que lhe pertencem. Seja qual for o detalhe do modelo a testar, o procedimento confirmatório aproxima-se mais da metodologia científica clássica, ao partir de uma hipótese previamente delineada para a qual se procura uma confirmação (ou infirmação) empírica. Para além desta vantagem metodológica, os métodos factoriais confirmatórios apresentam ainda uma outra vantagem significativa: fornecem um indicador quantitativo da medida em que o modelo de interesse foi confirmado pelos dados disponíveis. Torna-se, deste modo, possível, não apenas saber se um dado modelo encaixa nos dados empíricos, mas comparar entre si diversos modelos alternativos da mesma escala, e determinar assim qual deles melhor se ajusta à evidência concreta disponível. Mas é claro que uma abordagem confirmatória só é praticável quando se dispõe, à partida, de um modelo a testar, isto é, quando existe alguma base prévia, seja de natureza teórica ou empírica, sobre a qual construir esse modelo. Quando tal não acontece, e é esse o caso na maioria das situações em que se desenvolve um novo instrumento, sobretudo em domínios de investigação em que não existe ainda uma tradição teórica cumulativa, o procedimento aconselhado é uma abordagem exploratória, quer seja do tipo análise de componentes principais ou do tipo análise de factores latentes. Foi essa a razão porque, na fase de desenvolvimento inicial do ATI, utilizámos um procedimento exploratório para descobrir a estrutura factorial da escala. Mas, em momentos posteriores, as vantagens conceptuais e estatísticas referidas justificam a utilização de métodos confirmatórios para enfrentar o problema da estabilidade factorial de um instrumento com novas amostras e populações.

Por essa razão, e com o objectivo de determinar a validade factorial da escala ATI, a versão de 17 itens resultante do estudo piloto foi aplicada a novas amostras de respondentes e os respectivos resultados reanalisados numa perspectiva psicométrica. Pretendeu-se com estes estudos, em primeiro lugar, testar a estabilidade factorial da ATI, mediante a realização de análises de factores de natureza confirmatória, e, em segundo lugar, estabelecer a sua validade de constructo, pela determinação das correlações entre os escores

atitudinais e outras variáveis relevantes.

Sujeitos. A escala ATI (17 itens) foi aplicada a uma amostra, a que chamaremos Amostra A1, composta por 326 alunos que frequentavam diversos cursos do 1º ano de uma universidade do norte do país. A média de idade dos sujeitos era de 19.96 anos, com um desvio-padrão de 2.39 anos. Posteriormente, a escala foi aplicada a três outras amostras, designadas A2, P1 e P2, a primeira constituída por 175 alunos de cursos de formação de professores, que se encontravam a frequentar uma cadeira de Introdução à Informática, e as restantes compostas por 304 professores do 1º ciclo do ensino básico (amostra P1) e por 223 docentes do 2º ciclo e do ensino secundário (amostra P2). Previamente à aplicação do questionário, os 17 itens da escala ATI foram renumerados e reordenados de forma aleatória. Para cada uma das quatro amostras, e tal como no estudo piloto, procedeu-se inicialmente a uma análise da distribuição das respostas dos itens.

Análise dos itens. Como se pode ver no Quadro 9, o índice de variação dos 17 itens é aceitável, com exceção talvez do item 14, cujo desvio-padrão é bastante baixo. Decidimos, porém, reter todos os itens na análise de componentes principais, uma vez que o número de itens na escala não tornava necessária ou aconselhável a redução desse número.

Quadro 9. Média e desvio-padrão das respostas aos 17 itens da escala ATI: amostras A1, A2, P1 e P2.

Estrutura factorial. Para cada uma das quatro amostras,

submeteram-se os 17 itens da escala ATI a uma análise de componentes principais, com rotação ortogonal varimax (ver Quadro 10). Por razões de

Item	Amostra A1		Amostra A2		Amostra P1		Amostra P2	
	Média	D. P.						
A1	4,08	0,87	4,04	0,89	3,67	0,78	3,92	0,92
A2	3,21	1,04	2,86	1,13	2,67	1,18	2,88	1,36
A3	3,79	1,30	3,69	1,20	3,14	1,25	3,93	1,30
A4	3,99	0,95	3,96	0,86	3,79	0,84	3,96	0,84
A5	3,99	0,99	3,90	0,87	3,77	0,92	4,09	0,94
A6	4,25	0,99	3,88	1,09	3,71	0,98	4,28	0,90
A7	3,31	1,22	2,98	1,21	3,08	1,15	3,44	1,34
A8	3,34	1,13	3,24	1,16	3,31	1,07	3,85	1,08
A9	3,52	1,19	3,29	1,07	3,28	1,04	3,71	1,04
A10	4,19	0,85	3,98	0,73	3,78	0,76	3,90	0,82
A11	3,93	1,04	3,92	0,82	3,51	0,90	3,81	0,88
A12	4,21	0,97	3,99	0,96	3,78	0,92	4,16	0,94
A13	3,50	1,19	3,50	1,02	3,44	1,02	3,93	0,97
A14	4,21	0,76	4,11	0,73	3,88	0,75	4,04	0,69
A15	4,30	0,94	4,01	0,93	3,77	0,90	4,17	0,91
A16	3,72	1,08	3,43	1,08	3,52	1,04	3,84	1,00
A17	4,19	0,93	3,92	0,94	3,76	0,83	4,14	0,92

Apresentam-se, no Quadro 11, as saturações dos itens nos três factores, após rotação ortogonal varimax (o sinal menos e os decimais foram omitidos para aumentar a legibilidade). Como se pode ver, esta análise de componentes principais confirma, nos seus traços gerais, a estrutura factorial obtida no estudo inicial. Há apenas duas diferenças: na amostra P2, a saturação do item A9 no factor Ansiedade, e, nas amostras A1 e P2, e no mesmo factor Ansiedade, a do item 1 (“*Gosto de usar computadores*”), que no estudo piloto pertencia ao factor Gosto. Assinale-se que, nas outras duas amostras, este mesmo item exhibe um comportamento que se pode considerar duvidoso. Não resulta clara, nesta fase da análise, a natureza

Componente	Amostra A1		Amostra A2		Amostra P1		Amostra P2	
	Valor próprio	% da variância explicada						
1	4,26	28,58	6,37	37,50	6,61	38,87	6,45	37,97
2	2,29	13,45	1,87	10,99	2,06	12,14	2,40	14,11
3	1,29	11,10	1,77	10,39	1,53	8,99	1,63	9,60
4	1,04	6,12	0,85	4,99	0,95	5,61	0,86	5,08

Nº	Item	Amostra A1			Amostra A2			Amostra P1			Amostra P2		
		A	T	G	A	T	G	A	T	G	A	T	G
A15 (35)	Para as coisas computacionais faz-se fácil com o computador	76	10	18	79	11	10	77	11	16	79	16	06
A12 (31)	Recorre às coisas computacionais e utiliza computadores	75	0*	09	75	16	06	75	18	07	71	1*	00
A6 (13)	Tudo bem de usar um computador	7*	17	03	83	21	01	83	06	06	87	18	09
A3 (47)	Muito fácil de usar um computador para quem não sabe usar o computador	70	11	01	67	17	28	68	19	11	78	15	06
A8 (36)	Os computadores são muito confiáveis	67	15	17	70	1*	16	72	20	17	80	19	10
A7 (17)	Tudo bem usar a máquina de escrever quando precisa a possibilidade de usar um computador	58	21	27	71	11	2*	53	71	*1	80	2*	06
A7 (64)	Os computadores são muito úteis	11	79	03	12	79	1*	17	76	21	71	75	03
A13 (57)	Os computadores são muito úteis para o trabalho, para os estudos e para o trabalho	01	77	12	28	66	17	22	70	26	0*	79	18
A2 (85)	Os computadores são muito úteis para o trabalho e para os estudos e para o trabalho e para os estudos e para o trabalho	16	71	07	07	81	0*	0*	7*	07	12	70	06
A16 (70)	Muito fácil aprender a usar o computador para quem não sabe usar o computador	07	68	28	15	70	7*	20	69	12	75	68	06
A5 (36)	Os computadores são muito úteis para o trabalho e para os estudos e para o trabalho	28	67	2*	*1	58	17	27	66	11	75	59	25
A10 (14)	Aprender a usar o computador é muito fácil	08	10	80	1*	03	68	16	11	81	06	11	81
A4 (8)	Se quiser aprender a usar o computador é muito fácil	08	12	76	0*	08	70	05	10	87	03	08	79
A14 (16)	Se quiser aprender a usar o computador é muito fácil	12	07	77	12	12	77	18	28	67	11	12	76
A11 (60)	Se quiser aprender a usar o computador, é muito fácil	12	06	59	01	25	7*	01	17	77	09	01	70
A9 (12)	Preferir usar o computador para o trabalho e para os estudos e para o trabalho	19	*0	**	**	2*	58	17	75	53	51	*1	11
A1 (69)	Os computadores são muito úteis	56	07	76	*7	16	56	51	16	5*	63	03	79
% de variância explicada		10	18	16	2*	17	18	22	18	21	22	18	16

Nota: Em cada célula do teste de significância de nível 0,05, os valores são os valores absolutos dos estatísticos

A - Análise de variância, T - Impacto social, G - Género

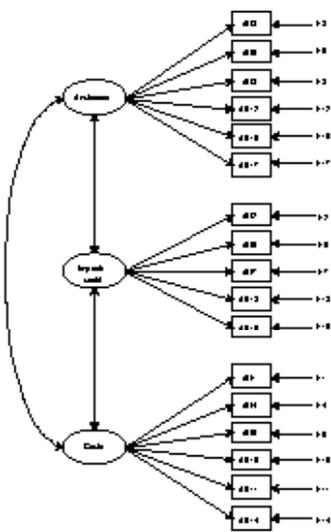
o modelo e os dados (Bentler, 1992).

O modelo original do ATI que submetemos a teste, e que se derivou do estudo piloto, apresenta-se em forma de diagrama na Figura 1. Neste modelo, como se pode apreciar, os 17 itens saturam apenas nos factores de partida, sem contribuições cruzadas e sem qualquer covariância de erro. Os três factores, por seu lado, são considerados como podendo covariar entre si. O EQS produziu, para este modelo de partida, e em cada uma das quatro amostras, um valor do índice de ajustamento pouco satisfatório (vejam-se, no Quadro 11, os valores de ajustamento do modelo original para cada amostra). Por exemplo, no caso da amostra A1, que era, recorde-se,

constituída por alunos universitários que frequentavam o 1º ano de diversos cursos, o valor do CFI do modelo original é de 0.812, correspondendo a um $\chi^2_{(116)} = 429.474$ ($p < 0.001$). Isto significa que, nesta amostra, o modelo de partida não constitui uma representação totalmente adequada da estrutura de covariância dos dados. Para determinar quais as modificações que conduzem a um melhor ajustamento, o programa EQS permite realizar um teste Multiplicador Lagrangiano (designado Teste LM), um procedimento pelo qual se estima a alteração no valor do χ^2 que se obtém se forem levantadas, em testes posteriores, certas restrições aos parâmetros existentes no modelo.

Por exemplo, a inexistência, na Figura 1, de uma seta unidireccional entre o fator A1 e o item A11, significa que aplicámos ao parâmetro λ_{11} a restrição de não existir saturação do teste LM determina qual o índice de minuição do χ^2 que resultaria se permitíssemos que a saturação do teste. Especialmente importante em um modelo multivariado, no qual as restrições são libertadas um a um, este procedimento mais exacto liberta os parâmetros um de cada vez e evita o teste de χ^2 significativas em número excessivo.

Neste modelo, a estrutura de covariâncias entre os fatores é libertada e o modelo é estimado sem restrições à saturação dos parâmetros de medição.



Este procedimento mais exacto liberta os parâmetros um de cada vez e evita o teste de χ^2 significativas em número excessivo.

Neste modelo, a estrutura de covariâncias entre os fatores é libertada e o modelo é estimado sem restrições à saturação dos parâmetros de medição.

Figura 1. Modelo original do A11.

Por razões de parcimónia, testámos separadamente os modelos que resultavam da adição sucessiva de cada um desses parâmetros. O conjunto destes modelos representa uma estrutura

hierárquica, dado que cada novo modelo inclui, além dos novos parâmetros livres, todos os parâmetros do modelo imediatamente anterior. Deste modo, é possível, dada o carácter aditivo da distribuição do χ^2 , comparar cada modelo com os anteriores, em termos da diferença do χ^2 e dos graus de liberdade entre eles.

Quadro 12. Valores de ajustamento dos modelos hierárquicos testados do ATI.

Modelo	χ^2 (df)	$\Delta\chi^2$	Δdf	CFI
Amostra A1 (N=326)				
Original	429,47 (116)	-	-	0,812
2º modelo (Modelo original + F1IIIV1)	381,48 (115)	47,99 ^{***}	1	0,840
3º modelo (2º modelo + F2IIIV9, E36→E1 e E36→E2)	297,58 (112)	83,90 ^{***}	3	0,888
4º modelo (3º modelo + E176→E16, E106→E6 e E176→E15)	250,42 (109)	47,16 ^{***}	3	0,915
4º modelo (amostra com observações S-S7 ²)	206,94 (109)	-	-	0,924
Amostra A2 (N=102)				
Original	239,74 (116)	-	-	0,829
2º modelo (Modelo original + E36→E1)	212,44 (115)	27,30 ^{***}	1	0,912
3º modelo (2º modelo + F1IIIV5)	199,97 (114)	12,47 ^{***}	1	0,923
Amostra P1 (N=252)				
Original	422,37 (116)	-	-	0,844
2º modelo (Modelo original + F3IIIV17 e E36→E1)	344,07 (114)	78,30 ^{***}	2	0,883
3º modelo (2º modelo + F1IIIV1)	315,57 (113)	28,50 ^{***}	1	0,897
4º modelo (3º modelo + F1IIIV9)	287,92 (112)	27,65 ^{***}	1	0,911
5º modelo (4º modelo + E36→E15 e E96→E16)	249,39 (110)	38,53 ^{***}	2	0,929
Amostra P2 (N=206)				
Original	392,55 (116)	-	-	0,834
2º modelo (Modelo original + F1IIIV1 e F1IIIV9)	260,84 (114)	131,71 ^{***}	2	0,912
3º modelo (2º modelo + E36→E1 e E136→E6)	224,17 (112)	36,67 ^{***}	2	0,933
3º modelo (amostra com observações S-S7 ²)	182,12 (112)	-	-	0,947

^{***}p<0,001

modelo exibiu, como se disse, um índice de ajustamento baixo (CFI=0.812), sugerindo a existência de *crossloads* entre factores e/ou de correlações entre resíduos. De facto, o teste LM multivariado indicou uma melhoria substancial do ajustamento se libertássemos as restrições em alguns desses parâmetros, em especial se se permitisse a contribuição cruzada de dois itens, originalmente pertencentes ao factor Gosto, noutros factores. O “melhor” modelo, no sentido em que o qualificativo é aqui tomado, isto é, o modelo que se ajusta melhor aos dados da amostra sem, simultaneamente, apresentar uma complexidade injustificada e sem violar os critérios de verosimilhança substantiva, encontra-se representado, sob forma diagramática, na Figura 2. Verifica-se que o item 1 (“*gosto de usar computadores*”) e o item 9 (“*preferia atingir os meus objectivos sem ter de usar computadores*”) passam a apresentar contribuições próprias, respectivamente, no factor Ansiedade e no factor Impacto Social, ambas superiores às do factor Gosto, o que sugere que, para estes alunos, este último factor funciona de modo peculiar e, provavelmente, terá de ser reanalisado em aplicações posteriores com sujeitos de características similares. Além destas contribuições cruzadas, este modelo apresenta cinco covariâncias de erro, das quais só uma, entre os itens 16 e 17, é entre itens de factores diferentes. Pode pôr-se a hipótese desta última covariância resultar, dada a contiguidade dos itens e o facto de serem precisamente os últimos da escala, de um eventual efeito de resposta (*response set*), igualmente a esclarecer em estudos posteriores que utilizem uma outra ordenação espacial dos itens. Todas as cinco covariâncias de erro são de valor moderado ou baixo, uma indicação de que o grau de redundância dos itens não é elevado.

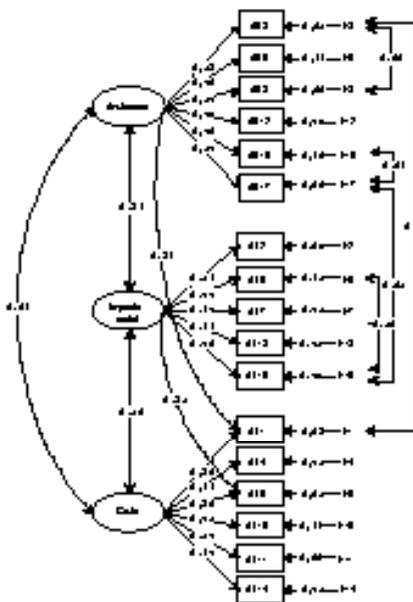
Porque a distribuição da amostra era não-normal, solicitámos a computação de um χ^2 robusto, que no caso do EQS é a correcção de Satorra-Bentle com distribuição mais da distri pelo menos tã lidar com amo de 206.942, cc representando dados.

Quando inicial, a análise modelo (vide um ajustamen semelhante ac ("os computac uma covariânc factorial foi c professores er casos complet.

Figura 2. Modelo final do ATI (Amostra A1) com coeficientes estandarizados e covariâncias 4 e 3. Na amostra P1 existem três contribuições cruzadas, mas de valor inferior às das contribuições originais. Duas destas contribuições cruzadas repetem-se na amostra P2, referente aos professores do 2º ciclo e do ensino secundário, embora nestes casos as novas contribuições se tenham revelado mais importantes que os originais. Registe-se a recorrência, em ambos os modelos, de uma correlação significativa entre os resíduos dos itens 1 e 3.

Em suma, quando comparamos estes modelos entre si, podemos concluir que:

- Genericamente, as quatro amostras confirmam a estrutura factorial do ATI, derivada do estudo piloto. Os únicos desvios assinaláveis relativamente a esta estrutura aparecem nas amostras A1 e P2, nas qual dois itens da subescala Gosto apresentam *loadings* mais importantes em outro factor. Curiosamente, estes mesmos itens exibem igualmente um comportamento equívoco na amostra constituída P1, mas sem que as contribuições cruzadas sejam tão importantes.
- Uma das covariâncias de erro, entre os itens 1 e 3, repete-se nas três amostras. Trata-se, portanto, de uma característica aparentemente estável, que sugere a existência de alguma redundância de conteúdo entre estes dois itens. Com efeito, o conteúdo substantivo desses itens é semelhante, com a diferença de o item 1 ser redigido positivamente e o item 3 negativamente,



indicada para amostras , o S-B χ^2 aproxima-se de teste habituais e é mente indicados para lidade. O χ^2 robusto é FI Robusto de 0.924, nento do modelo aos

essores em formação completos. O melhor um valor que indica um modelo bastante io cruzada do item 5 no factor Ansiedade e 3. A mesma estrutura m os dois grupos de tuídas por 252 e 206

representados nas Figura

além de possuir um qualificativo que restringe o seu sentido inicial.

- A correlação entre os factores ou subescalas apresenta variações importantes nos quatro grupos de respondentes. Note-se, em particular, a diferença na correlação entre o Impacto Social e o Gosto nas amostras de professores em exercício: ela é muito mais significativa entre os professores do 1º ciclo que entre os professores dos restantes graus de ensino.

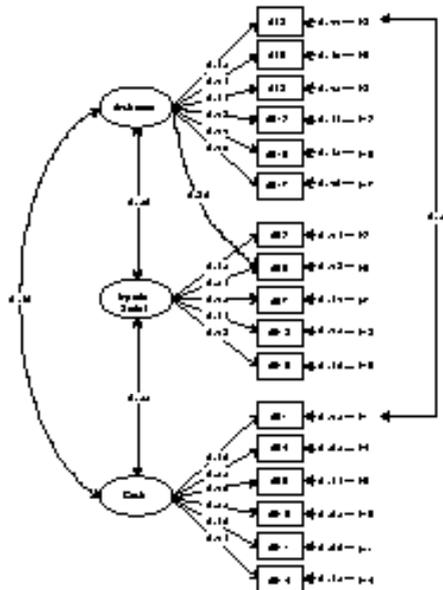
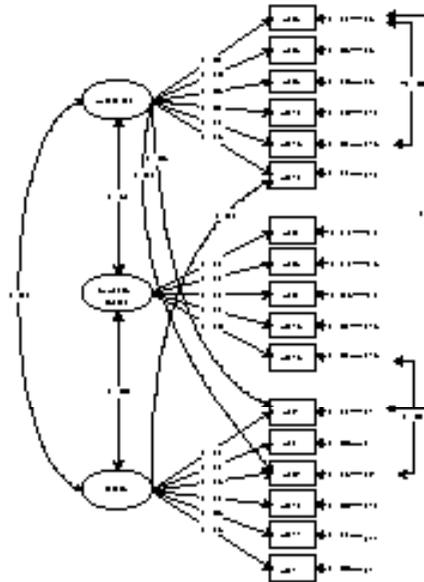


Figura 3. Modelo final do ATI (Amostra A2) com coeficientes estandardizados e covariâncias
 Figura 4. Modelo final do ATI (Amostra P1) com coeficientes estandardizados e covariâncias

de erro.

A existência de redundância entre os itens 1 e 3, e o facto de o item 1 apresentar contribuições cruzadas em dois factores em três das amostras, levaram-nos a examinar o comportamento da escala ATI, caso suprimíssemos este item (CFI = 0.921, 0.921, 0.921). Os valores são bastante semelhantes à solução encontrada por essa razão, pelo menos para esclarecer



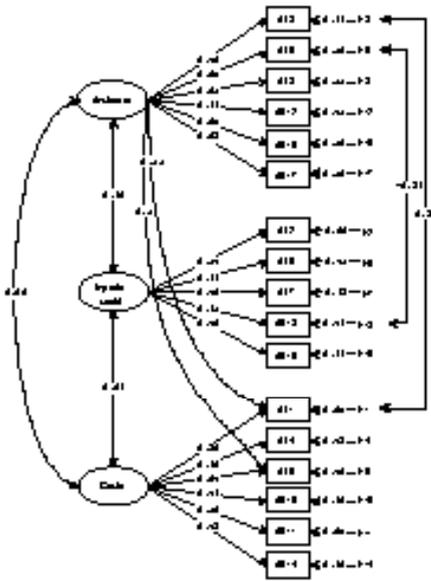
item, apresentam CFI's de 0.921, 0.921, 0.921. São valores de ajustamento semelhantes com 17 itens. Contudo, os valores são mais baixos que as anteriores. Por isso, a exclusão do item 1 da escala ATI, nos estudos posteriores possam apresentar o comportamento deste item.

Figura 5. Modelo final do ATI (Amostra P2) com coeficientes estandardizados e covariâncias de erro.

Consistência interna do ATI. Os coeficientes de consistência interna (*alfa* de Cronbach) da escala ATI (versão com 16 itens) e das suas subescalas apresentam-se no Quadro 13. Como se pode constatar, as amostras de professores apresentam valores de consistência interna muito favoráveis, tanto nas subescalas, como na escala total. Os valores da amostra B, embora

mais baixos, s possui um coe suficiente par:

Quadro 13. Coe nas amostras A1,



nas a subescala Gosto i, portanto, fiabilidade ATI e das suas subescalas,

Conc aplicações da factorial bast ajustamento si apenas com (moderado) er

air-se destas quatro ce ter uma estrutura possuem índices de grau de parcimónia, relações (e de valor ão eventual do item

A1 (“Gosto de usar computadores”) não implica, na nossa opinião, uma reinterpretção do Factor 3. Por outro lado, em termos de fiabilidade, a ATI apresenta valores, quer para o conjunto da escala, quer para cada uma das subescalas constitutivas, que poderemos considerar muito razoáveis, sobretudo se atendermos ao número relativamente pequeno de itens que a compõem. A escala ATI apresenta assim a estrutura factorial seguinte (os itens sublinhados estão formulados negativamente, pelo que devem ser rodados antes da cotação):

ESCALA ATI (ATITUDES INFORMÁTICAS)

FACTOR 1 ANSIEDADE FACE AOS COMPUTADORES

ATI 3 Não gosto de usar computadores porque não sei como é que eles funcionam

	<u>Amostra A1</u>	<u>Amostra A2</u>	<u>Amostra P1</u>	<u>Amostra P2</u>
<u>Subescala Ansiedade</u>	0,81	0,80	0,85	0,91
<u>Subescala Impacto Social</u>	0,82	0,81	0,81	0,82
<u>Subescala Custo</u>	0,73	0,78	0,83	0,76
<u>Escala ATI Total</u>	0,83	0,82	0,89	0,88

possibilidade de usar um computador

FACTOR 2 IMPACTO SOCIAL DOS COMPUTADORES

ATI 2 Os computadores estão a mudar o mundo com demasiada rapidez e nós estamos a perder o controlo da situação

ATI 5 Os computadores fazem-me sentir desumanizado(a)

ATI 7 Os computadores já controlam demasiado as nossas vidas

ATI 13 Os computadores desumanizam a sociedade, ao tratar todas as

- ATI 16 pessoas como números
Na minha opinião, já há demasiados computadores à nossa volta
- FACTOR 3 GOSTO NO USO DOS COMPUTADORES**
- ATI 1 Gosto de usar computadores
- ATI 4 Sentir-me-ia bem se usasse um computador
- ATI 9 Preferiria atingir os meus objectivos sem ter de usar um computador
- ATI 10 Apreciaria o desafio de usar um computador
- ATI 11 Se pudesse dispor de um computador, as coisas seriam mais fáceis para mim
- ATI 14 Seria divertido trabalhar com um computador

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- APA (1985). *Standards for education and psychological testing*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Bandalos, D. e Benson, J. (1990). Testing the factor structure invariance of a computer attitude scale over two grouping conditions. *Educational and Psychological Measurement*, 50, pp. 49-60.
- Bannon, S. H.; Marshall, J. C. e Fluegel, S. (1985). Cognitive and affective computer attitude scales: a validity study. *Educational and Psychological Measurement*, 45, pp. 679-681.
- Bellando, J. e Winer, J. L. (1985). *Computer anxiety: Relationship to math anxiety and Holland types*. Comunicação apresentada na Convenção Anual da Southwestern Psychological Association, Austin, Texas.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, pp. 238-246.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112, pp. 400-404.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Berberoglu, G. e Calikoglu, G. (1993). Factorial validity of the Turkish

Computer Attitude Scale. *Studies in Educational Evaluation*, 19, pp. 257-63.

Bozionelos, N. (1997). Psychology of computer use: XLV. Cognitive spontaneity as a correlate of computer anxiety and attitudes toward computer use. *Psychological Reports*, 80, pp. 395-402.

Breckler, S. J. (1984). Empirical validation of affect, behavior, and cognition as distinct components of attitude. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, pp. 1191-1205.

Brown, T. S.; Brown, J. T. e Baack, S. A. (1988). A reexamination of the attitudes toward computer usage scale. *Educational and Psychological Measurement*, 48, pp. 835-842.

Busch, T. (1995). Gender differences in self-efficacy and attitudes toward computers. *Journal of Educational Computing Research*, 12, pp. 147-158.

Cambre, M. A. e Cook, D. L. (1984). *Computer anxiety: Definition, measurement and correlates*. Comunicação apresentada no Encontro Anual da American Educational Research Association, New Orleans.

Cattell, R. B. (1966). The meaning and strategic use of factor analysis. Em R. B. Cattell (Ed.), *Handbook of multivariate experimental psychology*. Chicago: Rand-McNally.

Charlton, J. P. e Birkett, P. E. (1995). The development and validation of the computer apathy and anxiety scale. *Journal of Educational Computing Research*, 13, pp. 41-59.

Chu, P. C. e Spires, E. E. (1991). Validating the computer anxiety rating scale: Effects of cognitive style and computer courses on computer anxiety. *Computers in Human Behavior*, 7, pp. 7-21.

Cronbach, L. J. (1971). Test validation. In R.L. Thorndike (Ed.), *Educational measurement, 2nd edition*. Washington, DC: American Council on Education.

Dambrot, F. H.; Watkins-Malek, M. A.; Silling, M. S.; Marshall, R. S. e Garver, J. A. (1985). Correlates of sex differences in attitudes toward and involvement with computers. *Journal of Vocational Behavior*, 27, pp. 71-86.

- Dukes, R. L.; Discenza, R. e Couger, J. D. (1989). Convergent validity of four computer anxiety scales. *Educational and Psychological Measurement*, 49, pp. 195-203.
- Erickson, T. E. (1987). *Sex differences in student attitudes towards computers*. Tese de Doutorado. Berkeley: University of California.
- Gable, R. K. e Wolf, M. B. (1993). *Instrument development in the affective domain*. Boston: Kluwer.
- Gardener, G. G.; Discenza, R. e Dukes, R. L. (1993). The measurement of computer attitudes: An empirical comparison of available scales. *Journal of Educational Computing Research*, 9, pp. 165-187.
- Gressard, C. P. e Loyd, B. H. (1985b). *Validation studies of a new computer attitudes scale*. Comunicação apresentada no Encontro Anual da American Educational Research Association, Chicago.
- Harrison, A. W. e Rainer Jr., R. K. (1992). An examination of the factor structures and concurrent validities for the computer attitude scale, the computer anxiety rating scale, and the computer self-efficacy scale. *Educational and Psychological Measurement*, 52, pp. 735-745.
- Heinssen, R. K.; Glass, C. R. e Knight, L. A. (1987). Assessing computer anxiety: Development and validation of the computer anxiety rating scale. *Computers in Human Behavior*, 3, pp. 49-59.
- Jones, T. e Clark, V. A. (1994). A computer attitude scale for secondary students. *Computers and Education*, 22, pp. 315-318.
- Kay, R. H. (1992). An analysis of methods used to examine gender differences in computer-related behaviours. *Journal of Educational Computing Research*, 8, pp. 277-90.
- Kernan, M. C. e Howard, G. S. (1990). Computer anxiety and computer attitudes: An investigation of construct and predictive validity issues. *Educational and Psychological Measurement*, 50, pp. 681-690.
- Kim, J. et al. (1994). *A cross-cultural validation study of the computer attitude scale*. Comunicação apresentada no Encontro Anual da Mid-South Educational Research Association, Nashville.
- King, J. A. (1993). Getting anxious about electronic learning. *Australian Educational Computing*, 8, pp. 16-20.
-

- King, J. e Bond, T. (1995). A rasch analysis of a measure of computer anxiety. *Journal of Educational Computing Research*, 14, pp. 49-65.
- Kinzie, M. B. e Delcourt, M. A. B. (1991). *Computer technologies in teacher education: The measurement of attitudes and self-efficacy*. Comunicação apresentada no Encontro Anual da American Educational Research Association, Chicago.
- Kluever, R.; Lam, T. C. M.; Hoffman, E. R.; Green, K. E. e Swearingen, D. L. (1994). The computer attitude scale: Assessing changes in teachers' attitudes toward computers. *Journal of Educational Computing Research*, 11, pp. 251-261.
- Lambert, M. E. (1991). *Psychometric issues in computer anxiety and attitudes: Assessment of college students*. Comunicação apresentada no Encontro Anual da American Educational Research Association, Chicago.
- Loehlin, J. C. (1992). *Latent variable models*. Hillsdale, N. J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Loyd, B. H. e Gressard, C. (1984a). *The effects of sex, age, and computer experience on computer attitudes*. Comunicação apresentada no Encontro Anual da Eastern Educational Research Association, West Palm Beach.
- Loyd, B. H. e Gressard, C. (1984b). Reliability and factorial validity of computer attitude scales. *Educational and Psychological Measurement*, 44, pp. 501-505.
- Loyd, B. H. e Loyd, D. E. (1985). The reliability and validity of an instrument for the assessment of computer attitudes. *Educational and Psychological Measurement*, 45, pp. 903-908.
- Marcinkiewicz, H. R. (1944). Differences in computer use of practicing versus preservice teachers. *Journal of Research on Computing in Education*, 27, pp. 184-197.
- Marcoulides, G. A. (1989). Measuring computer anxiety: The computer anxiety scale. *Educational and Psychological Measurement*, 49, pp. 733-739.
- Marcoulides, G. A. et al. (1995). Measuring computer anxiety in the work environment. *Educational and Psychological Measurement*, 55, pp.

804-810.

- Marcoulides, G. A.; Rosen, L. D. e Sears, D. (1985). *The computer anxiety scale*. Carson: California State University Press.
- Maurer, M. (1983). *Development and validation of a measure of computer anxiety*. Tese de Mestrado. Iowa State University.
- Mawhinney, C. H. e Saraswat, S. P. (1991). Personality type, computer anxiety and student performance: An empirical indicator. *Journal of Computer Information Systems*, 13, pp. 101-103.
- Miller, M. D. e Rainer Jr, R. K. (1995). Assessing and improving the dimensionality of the computer anxiety rating scale. *Educational and Psychological Measurement*, 55, pp. 652-657.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory, 2th. edition*. New York: McGraw-Hill.
- Oetting, E. R. (1983). *Manual for Oetting's computer anxiety scale*. Fort Collins, CO: Rocky Mountain Behavioral Science Institute.
- Pelgrum, W. J. e Plomp, T. (1993). *The IEA study of computers in education: Implementation of an innovation in 21 education systems*. Oxford: Pergamon.
- Pilotte, W. J. e Gable, R. K. (1990). The impact of positive and negative item stems on the validity of a computer anxiety scale. *Educational and Psychological Measurement*, 50, pp. 603-610.
- Popovich, P. M.; Hyde, K. R.; Zakrajsek, T. e Blumer, C. (1987). The development of the attitudes toward computer usage scale. *Educational and Psychological Measurement*, 47, pp. 261-69.
- Raub, A. C. (1981). *Correlates of computer anxiety in college students*. Tese de doutoramento. University of Pennsylvania. Philadelphia.
- Reece, M. J. e Gable, R. K. (1982). The development and validation of a measure of general attitudes toward computers. *Educational and Psychological Measurement*, 42, pp. 913-916.
- Roszkowski, M. J., Devlin, S. J.; Snelbecker, G. E.; Aiken, R. M. *et al.* (1988). Validity and temporal stability issues regarding two measures of computer aptitudes and attitudes. *Educational and Psychological Measurement*, 48, pp. 1029-1035.
-

- Satorra, A. e Bentler, P. M. (1988). *Scaling corrections for statistics in covariance structure analysis*. Los Angeles: University of California.
- Selwyn, N. (1997). Students' attitudes toward computers: Validation of a computer attitude scale for 16-19 education. *Computers and Education*, 28, pp. 35-41.
- Spielberger, C. D. (1972). Anxiety as an emotional state. In C.D. Spielberger (Ed.), *Anxiety: Current trends in theory and research*. New York: Academic Press.
- Spielberger, C. D.; Gorsuch, R. L. e Lushene, R. E. (1970). *STAI manual*. Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Szajna, B. (1994). An investigation of the predictive validity of computer anxiety and computer aptitude. *Educational and Psychological Measurement*, 54, pp. 926-934.
- Weinberg, S. B.; English, J. T. e Mond, C. J. (1981). A stratagem for reduction of cyberphobia. Proceedings of the AAAS Convention.
- Woodrow, J. E. J. (1990). Locus of control and student teacher computer attitudes. *Computers and Education*, 14, pp. 421-432.
- Woodrow, J. E. J. (1991a). A comparison of four computer attitude scales. *Journal of Educational Computing Research*, 7, pp. 165-187.
- Woodrow, J. E. J. (1994). The development of computer-related attitudes of secondary students. *Journal of Educational Computing Research*, 11, pp. 307-338.
- Zakrajsek, T. D.; Waters, L. K.; Popovich, P. M.; Craft, S. *et al.* (1990). Convergent validity of scales measuring computer-related attitudes. *Educational and Psychological Measurement*, 50, pp. 343-349.

Resumo

Dada a importância que as disposições pessoais dos professores têm para a adoção de inovações, têm sido construídos diversos instrumentos de medição de atitudes face aos computadores. O presente artigo analisa alguns desses instrumentos e respectivas propriedades psicométricas. Apresenta-se igualmente um novo instrumento – o ATI – desenvolvido para populações

portuguesas. O ATI revela validade de conteúdo e uma estrutura factorial estável, medindo três dimensões atitudinais: a ansiedade face à informática, o gosto pelo uso e o impacto social dos computadores.

Abstract

Given the importance of teachers' personal attitudes to change and innovation, various instruments have been devised to measure attitudes towards computers. This paper examines some existing computer attitudes scales and their psychometric properties. A new Portuguese instrument – the ATI – is presented and its content and construct validity examined. The ATI reveals structural validity in assessing three attitudinal dimensions: computer anxiety, affinity with computers and their social impact. Results of four confirmatory factor analyses are also presented and discussed.

Résumé

L'importance des attitudes pour l'adoption des innovations éducationnelles a été la raison pour laquelle on a construit des instruments pour mesurer les attitudes face aux ordinateurs. Dans cet article, on examine diverses échelles existantes et ses propriétés psychométriques. On présente aussi une échelle portugaise – l'ATI – qui se propose de mesurer trois dimensions attitudinales : l'anxiété face aux ordinateurs, le goût et l'impact social. Des données sur la fiabilité et la validité de l'instrument sont aussi présentées.