

Escala de Concepções Pessoais de Inteligência (ECPI): Contributos para a validade de construto através da análise factorial confirmatória*

Sílvia Pina Neves**

Luísa Faria***

Resumo: Neste trabalho apresentamos um estudo sobre a validade de construto da *Escala de Concepções Pessoais de Inteligência (ECPI)* através da análise factorial confirmatória, contribuindo para o processo de validação da escala, que reúne já mais de uma década de investigações. Da autoria de Faria (1990, 1995, 1998, 2003, 2006), a ECPI avalia as crenças sobre a natureza desenvolvimental da inteligência, fundando-se na perspectiva sócio-cognitiva de Dweck e colaboradores (Dweck, 1999; Dweck & Leggett, 2000), e os seus 26 itens organizam-se em duas dimensões: *estática* (15 itens) e *dinâmica* (11 itens). A ECPI foi administrada a 1302 alunos dos 9º e 10º anos, de ambos os sexos, com idades dos 13 aos 21 anos ($M = 15,2$; $DP = 1,05$). Os resultados revelam que o modelo com melhor ajustamento global possui dois factores correlacionados ($r = 0,73$) e contém apenas 12 dos itens originais (itens cujas equações estruturais apresentaram $R^2 > 0,30$ em análises anteriores). Para além disso, a análise de invariância mostra que a configuração destes factores é invariável quanto ao sexo, à escolaridade e ao nível sócio-económico, observando-se, no entanto, uma invariância métrica parcial para a magnitude dos parâmetros. Por fim, são analisadas as implicações teóricas e práticas destes resultados.

Palavras-chave: Concepções pessoais de inteligência; Análise factorial confirmatória; Validade de construto.

Personal Conceptions of Intelligence Scale (PCIS): Contributions to the construct validity using confirmatory factor analysis

Abstract: In this paper, we study the construct validity of the *Personal Conceptions of Intelligence Scale (PCIS)* using confirmatory factor analysis, adding some contributes to the scale validation process, gathered over a decade of research. Developed by Faria (1990, 1995, 1998, 2003, 2006), PCIS measures one's beliefs about the developmental attribute of intelligence. It is based on the socio-cognitive perspective from Dweck and colleagues (Dweck, 1999; Dweck & Leggett, 2000) and its 26 items are organized into two dimensions: a *static* (15 items) and a *dynamic* one (11 items). PCIS was administered to 1302 pupils, 9th and 10th graders, boys and girls, aging from 13 to 21 years old ($M = 15,2$; $SD = 1,05$). The results revealed that the best fitted model has two correlated factors ($r = 0,73$) and integrates only 12 from de original scale's items (those which had presented coefficients of $R^2 > 0,30$ for their structural

* Este trabalho foi financiado pela *Fundação para a Ciência e a Tecnologia (FCT)* no âmbito da bolsa de doutoramento da primeira autora (*Quadro Comunitário de Apoio III: POCTI – Medida IV.3*).

** Universidade do Porto. e-mail: stpneves@portugalmail.pt

*** Universidade do Porto. e-mail: lfaria@fpce.up.pt

equations in previous analyses). Moreover, invariance analyses showed that these two factors' configuration is invariant for sex, school year and socio-economic status. Nevertheless, the model parameters' magnitude is

Introdução

A *Escala de Concepções Pessoais de Inteligência* (ECPI) é um instrumento da autoria de Faria (1990, 1995, 1998, 2003, 2006), cuja construção pretendeu dar resposta à inexistência de instrumentos de avaliação das concepções pessoais de inteligência que estivessem adaptados ao contexto português. A ECPI encontra fundamento na perspectiva sócio-cognitiva de Dweck e colaboradores, e nasce de um trabalho conjunto entre teoria e prática (Faria, 1990, 1995, 1998, 2003, 2006), baseado quer nas produções científicas destes autores sobre as concepções pessoais de inteligência, quer nas representações dos jovens portugueses acerca da inteligência e das suas diversas manifestações, avaliadas através de entrevistas semi-estruturadas. Para além disso, Faria baseia-se no instrumento de avaliação desenvolvido por Dweck (1993, *in* Faria, 1998), mas entende-o como ponto de partida, pois este contém apenas 3 itens, que avaliam somente a concepção estática da inteligência, e tem como população-alvo os pré-adolescentes (10-12 anos).

O processo de construção da ECPI integrou ainda um estudo de reflexão falada e um primeiro estudo das qualidades psicométricas (Faria, 1990; Faria & Fontaine, 1989), após o qual o instrumento ficou com 26 itens: 15 para a concepção estática (CPI Estática) e 11 para a concepção dinâmica (CPI Dinâmica). Estes itens são avaliados através de uma escala de tipo *Likert* com 6 pontos (desde "dis-

only partially invariant. Finally, we analyse the implications of these results for theory and practice.

Keywords: Personal conceptions of intelligence; Confirmatory factor analysis; Construct validity.

cordo totalmente" até "concordo totalmente"), em que pontuações mais altas correspondem a uma concepção menos estática e mais dinâmica da inteligência, pois a cotação dos itens da CPI Estática é invertida.

Assim, relativamente ao instrumento americano, a ECPI tem a vantagem de: (i) apresentar um conjunto alargado de itens para avaliar as concepções estática e dinâmica da inteligência, contribuindo, deste modo, para a diminuição da variância-erro associada às respectivas avaliações; (ii) ter sido construída especificamente para a população de adolescentes portugueses (dos 10 aos 16 anos), possibilitando, por conseguinte, o estudo do processo de desenvolvimento das concepções pessoais de inteligência ao longo do período da adolescência; e (iii) incluir nos seus itens aspectos pertinentes até aí ignorados, tais como o papel do esforço, o valor atribuído ao sucesso, a demonstração da competência, o evitamento do fracasso e a mutabilidade da inteligência (Faria, 1990, 1995, 1998, 2003, 2006). Actualmente, a ECPI reúne já mais de uma década de investigações, durante a qual se tem prosseguido de forma contínua o estudo das respectivas qualidades psicométricas. A este nível, diversos estudos confirmam a boa consistência interna das duas dimensões da ECPI (Quadro 1) e as análises factoriais exploratórias realizadas evidenciam sempre dois factores distintos, um dinâmico e outro estático, este quase sempre puro (Faria, 1990, 1998, 2003, 2006; Faria & Fontaine, 1989;

Faria, Pepi & Alesi, 2004). Estes resultados são reforçados pelas correlações baixas ou moderadas que se observam entre as duas dimensões da ECPI e pela análise de generabilidade dos itens, que evidencia uma clara distinção entre os itens das duas dimensões (Faria, 1998, 2003, 2006), apoiando a sua validade divergente.

Henderson (1988, *in* Faria, 1998), podendo levar os alunos a serem mais concordantes com o "discurso" sócio-cultural produzido pela escola e pelos professores (Faria, 1998, 2003, 2006).

Assim, não obstante o fraco poder discriminativo da CPI Dinâmica, a ECPI apresenta boas potencialidades para a sua

Quadro 1 – Comparação dos valores de alpha já encontrados para as dimensões da ECPI

	Faria (1990) ¹	Faria (1998) ²	Faria, Pepi & Alesi (2004) ³
CPI Estática	0,82	0,80	0,82
CPI Dinâmica	0,76	0,74	0,86
CPI Total	0,78	0,77	0,84

¹ N = 222 (5º ao 11º anos); ² N = 1529 (5º, 7º, 9º e 11º anos); ³ N = 730 (ensino secundário e superior).

Recentemente, a realização de análises factoriais confirmatórias permitiu verificar que os itens que avaliam explicitamente a maior ou menor natureza desenvolvimental da inteligência (contendo palavras como: "mudar", "aumentar" ou "desenvolver") são os que representam melhor o construto das concepções pessoais de inteligência, bem como as suas duas dimensões. Mais concretamente, estas análises validam sempre um modelo com dois factores (estático vs. dinâmico), nos quais permanecem apenas os itens que referem a maior ou menor mutabilidade da inteligência, sendo os restantes itens eliminados (Ciochin & Faria, 2006).

Por sua vez, a análise dos itens da CPI Estática mostra que estes têm um poder discriminativo satisfatório (exceptuam-se os itens 10, 14, 16 e 19), o que não acontece com os itens da CPI Dinâmica, para o quais a capacidade para diferenciar sujeitos é menor, sendo mais frequente a escolha das alternativas de concordância e concordância total. Estes resultados sugerem que esta dimensão é mais influenciável pela desejabilidade social, algo também observado por Dweck e

utilização, nomeadamente pelas evidências que tem demonstrado ao nível da validade factorial e diferencial (Faria, 1990, 1995, 1997, 1998, 2002, 2003, 2006; Faria & Fontaine, 1989, 1997; Faria, Pepi & Alesi, 2004). Mais recentemente, têm vindo a ser feitos avanços no estudo transcultural da ECPI, tendo já sido dados os primeiros passos para a sua adaptação e validação noutros países europeus, nomeadamente em Itália e na Roménia (Ciochin & Faria, 2006; Faria, Pepi & Alesi, 2004; Pepi, Faria & Alesi, 2004).

Ora, como vemos, a ECPI tem sido alvo de diversos estudos ao nível exploratório, que têm demonstrado a sua validade e fidelidade na avaliação e diferenciação das concepções pessoais de inteligência, sugerindo que o seu racional teórico oferece uma boa organização do construto psicológico que pretende avaliar – as concepções pessoais de inteligência. Deste modo, é importante prosseguir o trabalho que foi iniciado por Ciochin e Faria (2006), avaliando a ECPI através de metodologias confirmatórias, que submetam a escala e os seus itens a uma prova mais complexa e mais exigente, testando a validade de construto.

Assim, o principal objectivo deste estudo é testar a validade de construto da ECPI através de metodologias confirmatórias. Para tal, recorreremos à análise factorial confirmatória (AFC) e à análise de invariância (AI), enquanto técnicas que permitem testar a adequabilidade da estrutura teórica dos instrumentos aos dados empíricos (Byrne, 1994; Thompson & Daniel, 1996), bem como a sua validade para avaliar o construto teórico em grupos de sujeitos diferenciados (Byrne, 1994; Byrne & Watkins, 2003; Floyd & Widaman, 1995). A realização de procedimentos como a AFC e a AI exige um forte conhecimento teórico e empírico do instrumento (Boomsma, 2000; Stapleton, 1997), de modo a que possam ser feitas modificações nos modelos analisados de forma fundamentada. Neste sentido, a realização das AFC e das AI é precedida pela análise de indicadores de consistência interna e de sensibilidade das duas dimensões da ECPI, bem como do poder discriminativo dos seus itens. São também analisadas as correlações inter-item, consideradas importantes para verificar o nível de associação entre os itens do instrumento (Clark & Watson, 1995).

Método

Amostra

A amostra é constituída por 1302 alunos de ambos os sexos (48,6% raparigas e

51,4% rapazes), com idades compreendidas entre os 13 e os 21 anos ($M = 15,2$; $DP = 1,05$), dos quais 657 frequentavam o 9º ano (50,5%) e 645 frequentavam o 10º ano (49,5%) em escolas públicas do Grande Porto. Quanto ao nível sócio-económico (NSE), 30,3% dos alunos pertenciam ao NSE Baixo, 36,2% ao NSE Médio e 33,6% ao NSE Alto.

Procedimento

A ECPI foi administrada juntamente com um *questionário sócio-demográfico* construído para o efeito. As sessões de administração foram realizadas colectivamente, em tempo e sala de aula, e tiveram uma duração média de 25 minutos. Para o tratamento e análise dos dados, utilizámos o *SPSS 14.0 for Windows* e o *EQS 6.1 for Windows*. As AFC e as AI foram realizadas com matrizes de covariância, construídas automaticamente pelo *EQS* a partir da base de dados original.

Resultados

A análise dos valores de *alpha* de Cronbach revela uma boa consistência interna para as duas dimensões da ECPI, sendo a CPI Dinâmica a dimensão mais consistente (Quadro 2), contrariamente ao que acontece noutros estudos realizados anteriormente com este instrumento (Faria, 1990, 1998), mas corroborando os resultados do estudo de Faria, Pepi e Alesi (2004).

Quadro 2 – Valores de alpha de Cronbach para as duas dimensões das concepções pessoais de inteligência

Dimensões	alpha	Variação do valor de alpha, excluindo os itens um a um
CPI Estática	0,78	alpha aumenta para 0,79, excluindo o item n.º 19.
CPI Dinâmica	0,83	alpha aumenta para 0,84, excluindo o item n.º 4.
CPI Total	0,82	alpha aumenta para 0,83, excluindo o item n.º 10. alpha aumenta para 0,83, excluindo o item n.º 14. alpha aumenta para 0,84, excluindo o item n.º 19.

Verificamos também que os itens 4 e 19 são os que menos contribuem para a consistência interna da respectiva dimensão, fazendo diminuir o seu valor de *alpha*. Uma análise complementar dos índices de validade interna de cada item apoia estas evidências, revelando que os índices mais elevados surgem para os itens da CPI Dinâmica, o que sugere que estes avaliam de um modo homogéneo a crença de que a inteligência é um atributo desenvolvimental, reforçando a elevada consistência interna dessa dimensão. Ao nível da escala total, verificamos que os itens 10, 14 e 19 fazem diminuir o valor global de *alpha* da ECPI, sendo os que mais se dissociam dos restantes itens na avaliação das concepções pessoais de inteligência.

Por sua vez, as dimensões CPI Estática e CPI Dinâmica estão positiva e moderadamente correlacionadas entre si ($r = 0,24$; $p < 0,001$), tal como se observa noutros

parâmetros considerados ideais para assegurar a validade divergente dos itens de um instrumento de avaliação psicológica (Clark & Watson, 1995). Observa-se ainda que os itens dinâmicos estão mais associados entre si ($M_r = 0,24$) do que os itens estáticos ($M_r = 0,19$), o que também reforça a maior consistência interna da CPI Dinâmica. Dentro da CPI Estática, as intercorrelações são mais moderadas, constatando-se que os itens 10, 14 e 19 apresentam correlações nulas ou muito fracas com os itens da sua dimensão (exceptuando-se as correlações entre si próprios) e correlações fracas ou moderadas com os itens dinâmicos.

Para avaliar a sensibilidade das dimensões da ECPI, utilizámos indicadores de tendência central (*média, moda e mediana*), de dispersão (*desvio-padrão e valores mínimo e máximo*) e de distribuição (*coeficientes de assimetria e de curtose*) dos resultados (Quadro 3).

Quadro 3 – Medidas de tendência central, de dispersão e de distribuição para as dimensões da ECPI

Dimensões	M	Mo	Md	DP	Mín.	Max.	Assimetria	Curtose
CPI Estática	61,4	58	62,0	9,4	23	87	-0,38	0,79
CPI Dinâmica	50,4	52	51,0	7,7	17	66	-0,54	0,97
CPI Total	111,8	117 *	112,0	13,5	63	149	-0,13	-0,07

* Existem múltiplas modas. O valor apresentado é o menor.

estudos realizados anteriormente. Esta associação positiva e moderada é consistente com o modelo teórico da ECPI, o qual propõe a existência de duas concepções pessoais de inteligência distintas, mas relacionadas entre si. Estas evidências sugerem que as duas concepções de inteligência não são totalmente independentes, convergindo moderadamente na avaliação que fazem deste construto. No mesmo sentido, verifica-se que a média das correlações inter-item é de $0,15$, magnitude esta que se encontra dentro dos

A análise destes indicadores permite verificar que quer as duas dimensões, quer a escala total apresentam uma distribuição dos resultados próxima da distribuição normal: os valores das médias, das modas e das medianas estão próximos, há um bom afastamento entre os valores mínimos e os máximos e os coeficientes de assimetria e de curtose são inferiores à unidade. Para o estudo do poder discriminativo dos itens, foram analisadas as percentagens de escolha de cada alternativa da escala de resposta da ECPI, fazendo-se igualmente

uma análise das percentagens totais de discordância (somatório das três alternativas de discordância) e de concordância (somatório das três alternativas de concordância). Como podemos observar no Quadro 4, existe uma tendência global para os alunos discordarem com os itens estáticos e concordarem com os itens dinâmicos, o que indica a existência de concepções dinâmicas (ou não estáticas) sobre a inteligência. No entanto, refira-se que apenas três itens estáticos contrariam esta tendência – os itens 10, 14 e 19, os quais, como já vimos, são os itens que mais se dissociam da sua dimensão teórica.

micos, o que indica a existência de concepções dinâmicas (ou não estáticas) sobre a inteligência. No entanto, refira-se que apenas três itens estáticos contrariam esta tendência – os itens 10, 14 e 19, os quais, como já vimos, são os itens que mais se dissociam da sua dimensão teórica.

Quadro 4 – Percentagem de escolha de cada alternativa de resposta para os itens da ECPI

	Itens	A	B	C	D	E	F	A+B+C	D+E+F	Omissões
C P I E s t á t i c a	01	23,6	27,4	20,4	17,4	8,4	2,6	71,4	28,4	0,2
	02	31,3	36,6	17,5	9,1	4,1	1,4	85,4	14,6	0,1
	05	11,0	21,6	18,0	23,4	19,0	6,9	50,6	49,3	0,1
	07	39,4	31,4	17,4	6,0	3,4	2,2	88,2	11,6	0,2
	08	28,3	33,1	20,3	9,5	6,5	2,2	81,7	18,2	0,1
	10	3,6	6,2	10,3	32,8	34,9	11,9	20,1	79,6	0,3
	12	21,9	31,6	26,0	11,8	5,4	2,9	79,5	20,1	0,3
	14	3,1	7,4	13,8	31,5	34,0	10,1	24,3	75,6	0,1
	15	38,0	32,5	16,3	6,6	4,0	2,3	86,8	12,9	0,3
	16	43,2	34,0	9,2	6,1	4,9	1,9	86,4	12,9	0,6
C P I D i n â m i c a	18	21,4	29,8	20,4	15,1	8,5	4,6	71,6	28,2	0,2
	19	1,8	4,5	6,1	22,4	46,9	18,1	12,4	87,4	0,2
	20	18,4	29,0	22,6	15,1	10,3	4,6	70,0	30,0	0,0
	22	26,9	32,0	21,3	12,7	5,0	2,0	80,2	19,7	0,2
	25	10,8	27,8	29,1	18,6	9,9	3,7	67,7	32,2	0,2
	03	1,8	2,5	5,5	17,7	42,9	29,3	9,8	89,9	0,3
	04	2,9	6,1	15,5	29,6	30,0	15,7	24,5	75,3	0,1
	06	2,2	3,7	5,1	22,5	41,0	25,3	11,0	88,8	0,2
	09	1,2	2,8	5,6	20,7	37,6	32,1	9,6	90,4	0,1
	11	1,7	2,4	4,4	17,2	48,8	25,4	8,5	91,4	0,2
13	1,7	3,3	7,1	25,0	39,2	23,6	12,1	87,8	0,2	
17	2,2	4,2	5,8	25,0	39,3	23,1	12,2	87,4	0,3	
21	1,7	4,9	8,7	27,6	41,2	15,6	15,3	84,4	0,2	
23	2,3	4,8	7,1	25,3	44,4	16,0	14,2	85,7	0,1	
24	4,9	12,0	21,0	26,5	21,5	14,0	37,9	62,0	0,1	
26	1,4	4,8	6,2	25,2	38,2	24,1	12,4	87,5	0,0	

Legenda:

A – Discordo Totalmente; B – Discordo; C – Discordo Parcialmente;
D – Concordo Parcialmente; E – Concordo; F – Concordo Totalmente.

Podemos, também, constatar que, pelo facto destas tendências (discordar com os itens estáticos e concordar com os itens dinâmicos) serem muito acentuadas, o poder discriminativo dos itens da ECPI não é totalmente satisfatório: enquanto os itens dinâmicos concentram elevadas percentagens de resposta nas alternativas de concordância, chegando a ultrapassar os 90% no total de concordância, confirmando o seu fraco poder discriminativo, os itens estáticos apresentam globalmente uma melhor distribuição das respostas pelas diferentes alternativas.

Em suma, constatamos que globalmente os itens estáticos são mais discriminativos na avaliação das concepções de inteligência do que os itens dinâmicos. Estas evidências corroboram as diferenças encontradas anteriormente por Faria (1998, 2003, 2006) relativamente ao poder discriminativo dos itens estáticos e dinâmicos da ECPI, avançando a hipótese da desejabilidade social como uma possível explicação para os alunos concordarem massivamente com os aspectos avaliados pelos itens dinâmicos e, por conseguinte, percepcionarem a manutenção de uma concepção desenvolvimental e não estática da inteligência como algo socialmente desejável. Nas análises factoriais confirmatórias (AFC) foram testados vários modelos, tendo sido considerados os respectivos índices de ajustamento global⁽¹⁾ (Quadro 5, página seguinte), bem como os de ajustamento local dos itens e os coeficientes

de R^2 ⁽²⁾ para as respectivas equações estruturais.

O primeiro modelo a ser testado – *Modelo 1* – corresponde ao modelo teórico da ECPI, com 26 itens (Figura 1, página seguinte). Este modelo propõe a existência de correlação entre as duas dimensões teóricas (CPI Estática e CPI Dinâmica), uma vez que quer a literatura, quer a investigação evidenciam uma associação entre as duas concepções de inteligência, como também observamos no presente estudo, encontrando uma correlação significativa entre a CPI Estática e a CPI Dinâmica.

O ajustamento global do *Modelo 1* é claramente mau: o valor da *RMSEA* está dentro dos valores aceitáveis, mas o mau ajustamento revelado pelos restantes indicadores conduz à sua rejeição (Quadro 5). Em termos de ajustamento local, a solução estandardizada deste modelo apresenta saturações acima dos 0,40 para a maioria dos itens. As saturações mais fracas são encontradas para os itens 4, 5, 10, 14, 19 e 25 ($\lambda < 0,25$), sendo a saturação do item n.º 10 não significativa e a dos itens n.ºs 14 e 19 negativas, os quais têm também uma grande quantidade de erro associada ($e > 0,90$). Verificamos, ainda, que a correlação entre os dois factores é positiva e forte ($r = 0,64$). Por sua vez, a análise dos coeficientes R^2 revela que as equações que menos contribuem para a explicação da variância dos resultados são as que contêm os itens 1, 2, 4, 5, 6, 8, 10, 14, 16, 18, 19, 20, 23 e 25 (11 dos quais

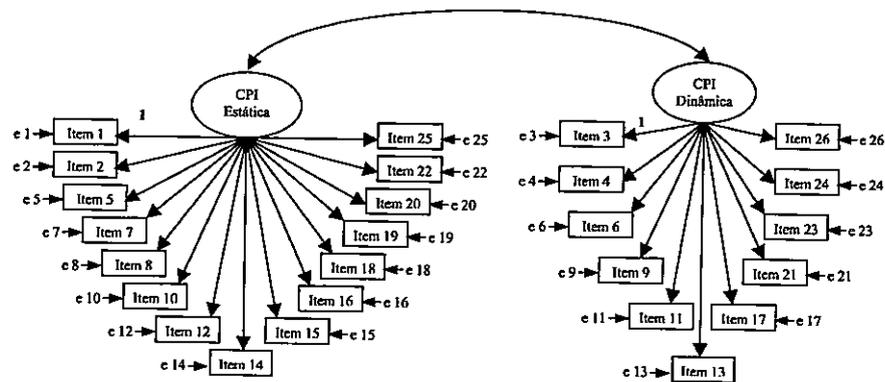
¹ Para os indicadores utilizados, os valores que permitem aceitar o ajustamento global dos modelos são: χ^2 com p estatisticamente não significativo ou, no caso de este ser significativo, $\chi^2 / gl d^m > 5$ (o cálculo deste rácio tenta corrigir a sensibilidade do χ^2 à dimensão da amostra, permitindo que se aceite o ajustamento do modelo se $\chi^2 / gl d^m > 5$, ainda que χ^2 seja estatisticamente significativo); $NNFI > 0,90$; $CFI > 0,90$; $RMR_s < 0,05$; e $RMSEA < 0,10$.

² O R^2 (*Squared Multiple Correlation Coefficient*) é um índice de ajustamento entre o modelo estudado e cada uma das equações da solução estandardizada (Boomsma, 2000), representando também a quantidade de variância explicada por cada uma dessas equações (Jöreskog, 2000). Este coeficiente varia entre 0 e 1 e os valores mais altos indicam uma maior quantidade de variância explicada.

Quadro 5 – Índices de ajustamento global dos modelos analisados para as concepções pessoais de inteligência

	Modelos	χ^2	gl	$\Delta\chi^2$	χ^2 / gl	NNFI	CFI	RMR _{st}	RMSEA
	Modelo nulo A (26 itens)	10040,9	325	—	—	—	—	—	—
M1	2 factores correlacionados	3252,4 *	298	—	10,9	0,67	0,70	0,10	0,09
M2	M1, com e14, e10 correlacionados	2912,3 *	297	340,1	9,8	0,71	0,73	0,10	0,08
M3	M2, com item n.º 19 em F2	2713,4 *	297	198,9	9,1	0,73	0,75	0,09	0,08
M4	M3, com item n.º 10 em F2	2683,8 *	297	29,6	9,0	0,73	0,76	0,09	0,08
M5	M4, com item n.º 14 em F2	2521,9 *	297	161,9	8,5	0,75	0,77	0,09	0,08
M6	M5, com e23, e21 correlacionados	2381,2 *	296	140,7	8,0	0,76	0,79	0,09	0,08
M7	M6, com e19, e14 correlacionados	2346,6 *	295	34,6	8,0	0,77	0,79	0,08	0,08
M8	M7, com e19, e10 correlacionados	2250,0 *	294	96,6	7,7	0,78	0,80	0,08	0,07
M9	M8, com e10, e5 correlacionados	2183,6 *	293	66,4	7,5	0,78	0,81	0,08	0,07
M10	M9, com e14, e5 correlacionados	2095,5 *	292	88,1	7,2	0,79	0,81	0,08	0,07
M11	M10, com e11, e6 correlacionados	2004,5 *	291	91,0	6,9	0,80	0,82	0,08	0,07
	Modelo nulo B (12 itens)	5100,4	66	—	—	—	—	—	—
M12	2 factores correlacionados	372,2 *	53	—	7,0	0,92	0,94	0,04	0,07

Nota: Os modelos 1 a 11 são modelos hierárquicos e são apresentados por ordem decrescente de restrição. O índice $\Delta\chi^2$ permite analisar as diferenças no valor de χ^2 ao longo do processo de reespecificação destes modelos.
 Legenda: χ^2 – Qui-Quadrado; NNFI – Bentler-Bonnett Nonnormed Fit Index; CFI – Comparative Fit Index; RMR_{st} – Root Mean-Squared Residuals (standardized); RMSEA – Root Mean-Squared Error of Approximation.
 * χ^2 estatisticamente significativo para $p < 0,001$.



Nota: Todos os parâmetros foram estimados livremente, à excepção da saturação do 1º item de cada factor, fixada em 1.
 Figura 1 – Representação do modelo teórico das concepções pessoais de inteligência com 2 factores correlacionados

pertencem à CPI Estática), apresentando sempre um $R^2 < 0,30$.

Perante o mau ajustamento global evidenciado pelo Modelo 1, procedemos a uma análise dos parâmetros, para identificar eventuais desajustes (*malfitting parameters*), com vista à reespecificação do modelo. A reespecificação dos modelos é um procedimento frequentemente utilizado para promover o seu ajustamento global (Byrne, 2001; Gerbing & Anderson, 1984), pois a introdução de determinados parâmetros nos modelos contribui, quase sempre, para uma diminuição significativa do valor de χ^2 . No entanto, é imprescindível que a reespecificação seja fundamentada *a priori* e *a posteriori*, estatística e conceptualmente (Boomsma, 2000; Byrne, 1994; Gerbing & Anderson, 1984), sendo recomendado o cálculo da diferença no valor de χ^2 ($\Delta\chi^2$), a par da utilização de outros indicadores de ajustamento global (Yuan & Bentler, 2004), bem como a análise da matriz residual dos itens, identificando as magnitudes de resíduo mais altas (*largest standardized residuals* – Byrne, 2001). Para além disso, é importante analisar do ponto de vista semântico os itens envolvidos no processo de reespecificação, bem como a congruência dos novos parâmetros com a teoria subjacente ao instrumento.

A análise dos parâmetros foi feita com base nas sugestões do *LM Test (Lagrange Multiplier Test – Multivariate Statistics)* para a introdução de covariâncias-erro e de saturações cruzadas, tendo sido identificados dez parâmetros que, a serem introduzidos, levariam a uma diminuição significativa do valor de χ^2 , a saber: covariâncias-erro (e14,e10), (e23,e21), (e19,e14), (e19,e10), (e10,e5), (e14,e5) e (e11,e6), e saturações dos itens n.ºs 10, 14 e 19 em F2 (factor dinâmico). Ora, a reespecificação do Modelo 1 parece justi-

ficar-se, pois, do ponto de vista estatístico, as sete covariâncias-erro propostas referem-se aos pares de itens que na matriz residual estandarizada apresentam as magnitudes de resíduo mais altas, sugerindo que os erros associados a estes pares de itens podem estar a afectar o ajustamento global do modelo, enquanto que, do ponto de vista conceptual, essas covariâncias-erro representam possíveis associações entre itens que semanticamente partilham algo em comum, nomeadamente os pares de itens 14/10, 19/14, 19/10, 10/5 e 14/5 que avaliam a importância da demonstração da competência intelectual perante os outros, o par de itens 23/21 que se refere à realização das tarefas como uma forma de desenvolver a inteligência e o par de itens 11/6 que analisa o papel dos erros e das dificuldades enquanto oportunidades de desenvolvimento intelectual. Quanto às três saturações cruzadas, referem-se aos três itens que, como vimos pela análise da variação dos valores de *alpha*, do poder discriminativo e das correlações inter-item, se dissociam mais da sua dimensão teórica (CPI Estática), revelando um comportamento semelhante aos itens dinâmicos. Assim, procedemos à introdução dos dez parâmetros e à análise das suas respectivas consequências ao nível do ajustamento global e local. Esta reespecificação foi feita progressivamente com a introdução dos parâmetros um a um (*single-step modification* – Byrne, 1994), no entanto, por questões de espaço, iremos debruçar-nos sobre os resultados do modelo obtido no final da reespecificação – Modelo 11. Deste modo, a propósito do ajustamento global deste modelo reespecificado, a primeira observação recai sobre a diminuição significativa do valor de χ^2 , que é significativa relativamente ao Modelo 1 ($\Delta\chi^2_{(7)} = 1247,9; p < 0,001$), bem como sobre a melhoria dos valores de NNFI, CFI,

RMR_u e *RMSEA*. No entanto, estes índices de ajustamento não são ainda satisfatórios, embora as sete covariâncias-erro introduzidas sejam todas significativas, apresentando magnitudes moderadas – entre 0,23 a 0,42. Quanto ao ajustamento local dos itens e aos coeficientes *R*², estes são semelhantes aos obtidos para o *Modelo 1*, excepto para os três itens que passaram a saturar o factor dinâmico, para os quais as saturações, os valores de erro e de *R*² melhoram. De qualquer modo, as reespecificações realizadas não levam a uma melhoria do ajustamento do modelo, no sentido da sua aceitação enquanto modelo representativo das concepções pessoais de inteligência.

O fraco ajustamento deste modelo reespecificado parece poder residir no facto de existirem itens que apresentam saturações fracas e elevadas quantidades de erro associadas. Deste modo, analisamos um modelo alternativo, que retém apenas os

gência foi já realizado anteriormente, tendo sido obtidos resultados satisfatórios (Ciochin & Faria, 2006).

Este novo modelo – *Modelo 12* – contém apenas 12 dos 26 itens da ECPI. Foram eliminados 14 itens com base no coeficiente *R*², sendo 11 itens pertencentes à CPI Estática (1, 2, 5, 8, 10, 14, 16, 18, 19, 20 e 25) e 3 à CPI Dinâmica (4, 6 e 23). A análise dos 12 itens mantidos no modelo permite concluir que estes se referem explicitamente à natureza estática ou dinâmica da inteligência e à percepção de controlabilidade desse atributo, sem referir factores como as percepções de sucesso/insucesso, os erros ou a demonstração dos níveis de competência pessoal perante os outros, aspectos estes presentes nos itens eliminados. Ora, como observamos no Quadro 5, o ajustamento global do *Modelo 12* é satisfatório, assim como o ajustamento local dos seus 12 itens (Figura 2).

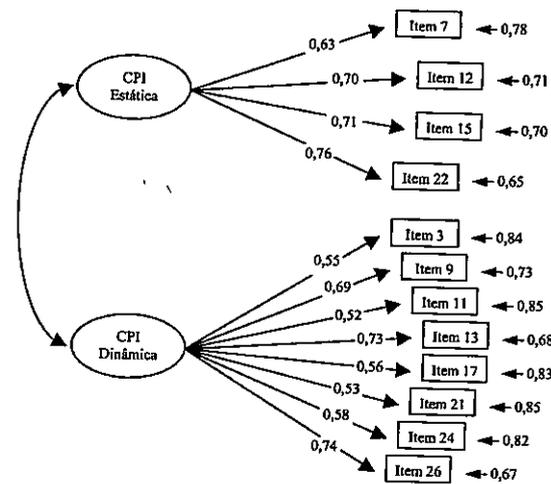


Figura 2 – Solução estandarizada do *Modelo 12*

itens com maior poder explicativo, excluindo aqueles para os quais o coeficiente *R*² é inferior a 0,30. Como sabemos, este procedimento de eliminação de itens do modelo das concepções pessoais de inteli-

Verificamos ainda que este modelo tem um poder explicativo de cerca de 94% da covariância dos dados. Apesar do seu valor de χ^2 ser ainda estatisticamente significativo, facto este que se pode ficar a dever

ao tamanho da amostra aqui analisada⁽³⁾, a melhoria observada nos restantes indicadores, apoia a aceitação deste modelo. Estes resultados sugerem que um modelo que contenha apenas avaliações explícitas do carácter mais ou menos desenvolvimental da inteligência é adequado para representar e diferenciar as duas concepções de inteligência (os valores de *alpha* para os dois factores reconfigurados continuam satisfatórios – CPI Estática: $\alpha = 0,79$; CPI Dinâmica: $\alpha = 0,83$ – e a correlação entre factores passa a ser de 0,57, $p < 0,001$). Através das análises de invariância (AI) podemos testar a invariância estrutural

(mesmo número de factores), configuracional (mesmos itens em cada factor) e métrica (mesma magnitude para as saturações, para as variâncias e covariâncias dos factores e para as variâncias-erro) de um modelo, verificando se este é equivalente para grupos de sujeitos diferenciados (Byrne, 1994; Byrne & Watkins, 2003; Floyd & Widaman, 1995). Assim, testámos a invariância do último modelo reconfigurado (12 itens) para as variáveis sexo (feminino e masculino), ano de escolaridade (9º ano e 10º ano) e nível sócio-económico (baixo, médio e alto). Ao nível estrutural e

Quadro 6 – Análise de invariância métrica multigrupos para o modelo reconfigurado das concepções pessoais de inteligência

Hipóteses testadas	χ^2	gl	χ^2 / gl	NNFI	CFI	<i>RMR_u</i>	RMSEA
Para a variável Sexo							
• Saturações dos itens iguais	534,2 *	116	4,6	0,91	0,92	0,06	0,05
• (Co)variâncias dos factores iguais	537,7 *	119	4,5	0,91	0,92	0,06	0,05
• Variâncias-erro iguais	620,1 *	130	4,8	0,90	0,91	0,06	0,05
Para a variável Ano de escolaridade							
• Saturações dos itens iguais ⁽¹⁾	467,5 *	111	4,2	0,92	0,93	0,05	0,05
• (Co)variâncias dos factores iguais	417,3 *	114	3,7	0,92	0,93	0,06	0,05
• Variâncias-erro iguais	531,9 *	126	4,2	0,91	0,92	0,06	0,05
Para a variável Nível sócio-económico							
• Saturações dos itens iguais ⁽²⁾	670,9 *	176	3,8	0,90	0,91	0,06	0,05
• (Co)variâncias dos factores iguais ⁽³⁾	666,1 *	179	3,7	0,90	0,91	0,06	0,05
• Variâncias-erro iguais	754,4 *	203	3,7	0,89	0,90	0,06	0,05

Nota:

As hipóteses testadas para cada variável são cumulativas.

Legenda:

Ver legenda do Quadro 5. * χ^2 estatisticamente significativo para $p < 0,001$.

⁽¹⁾ Excepto as saturações dos itens n.ºs 12, 15, 17, 21 e 22.

⁽²⁾ Excepto as saturações dos itens n.ºs 9, 17 e 22.

⁽³⁾ Excepto a variância (F1,F1) e a covariância (F1,F2).

³ É possível haver contradições entre diferentes indicadores estatísticos: por vezes, observam-se valores de χ^2 significativos (indicando um mau ajustamento do modelo estudado), a par de outros indicadores que revelam um ajustamento aceitável do mesmo modelo, o que pode ser explicado pelo facto de a estatística de χ^2 ser sensível à dimensão da amostra (Boomsma, 2000; Yuan & Bentler, 2004).

configuracional, este modelo reconfigurado revelou ser invariante para as três variáveis em análise. Quanto à invariância métrica (Quadro 6), esta é totalmente confirmada para o sexo, para o qual as três hipóteses testadas obtêm valores satisfatórios, mas apenas parcialmente confirmada para as outras duas variáveis.

Para o ano de escolaridade, as saturações dos itens são invariantes, excepto para os itens 12, 15 e 22 da CPI Estática, e 17 e 21 da CPI Dinâmica, para os quais a hipótese de igualdade entre os dois anos de escolaridade não é aceite, observando-se que quando estes parâmetros são estimados livremente o ajustamento melhora ligeiramente. Já as variâncias e covariâncias dos dois factores e as variâncias dos erros são idênticas para os dois anos de escolaridade. Para o nível sócio-económico (NSE), as saturações são invariantes ao longo dos três grupos, excepto para os itens 9 e 17 (ambos da CPI Dinâmica) e 22 (da CPI Estática): no item 9 as saturações são distintas entre os NSE Baixo e Alto e no item 17 as saturações são distintas entre os NSE Baixo e Médio; no item 22, as saturações são distintas nos três NSE. Quanto às variâncias dos factores, apenas a variância do factor dinâmico (F2,F2) é idêntica ao longo dos três NSE, observando-se que a variância do factor estático (F1,F1) é distinta entre os NSE Baixo e Médio. Por sua vez, as covariâncias dos dois factores (F1,F2) são distintas entre os NSE Baixo e Alto. Por último, as variâncias-erro são todas idênticas, no entanto, observamos que esta hipótese de invariância está no limiar de aceitação, pois o valor de *NNFI* é inferior ao mínimo aceitável. Como vemos, o modelo reconfigurado vê apoiada a sua validade de construto para a avaliação das concepções pessoais de inteligência de sujeitos de ambos os sexos. No entanto, para o ano de escolaridade e para o NSE observamos apenas uma invariância métrica parcial. As consequências conceptuais e metodológicas destes resultados são discutidas a seguir.

Discussão e conclusões

Os resultados deste estudo parecem apoiar a definição de um modelo das concepções pessoais de inteligência que considere que as duas concepções estão correlacionadas e que inclua um número reduzido de itens, que avaliem explicitamente a maior ou menor mutabilidade da inteligência.

Estas evidências vêm confirmar as pistas levantadas por Ciochin e Faria (2006) acerca da existência de vários tipos de itens na ECPI. De facto, há itens que avaliam apenas a percepção sobre a natureza desenvolvimental da inteligência e outros que fazem uma ligação entre essa percepção e outros aspectos, tais como o papel dos erros, das dificuldades e do esforço pessoal na aprendizagem e no desenvolvimento intelectual, a percepção de sucesso/insucesso na realização das tarefas e a importância da demonstração social da competência. Como vimos, este último grupo de itens apresenta um mau ajustamento local (fracos coeficientes R^2), conduzindo ao mau ajustamento do modelo original e do respectivo modelo reespecificado. Quando este grupo de itens é eliminado, o ajustamento do modelo (reconfigurado – 12 itens) é satisfatório, o que sugere que apenas os itens mantidos no modelo, e que avaliam exclusivamente a natureza estática ou dinâmica da inteligência, são bons indicadores para a avaliação das concepções pessoais de inteligência. Estas evidências, muito embora sejam sustentadas pela melhoria que se observa ao nível do ajustamento global do modelo, têm implicações ao nível conceptual e metodológico que devem ser ponderadas.

Ao nível conceptual, surge a necessidade de serem feitos ajustes ao racional

da ECPI, de tal modo que seja prevista a existência de uma terceira dimensão/factor, que se diferencie das duas concepções pessoais de inteligência e que avalie, separadamente, a influência de aspectos como o esforço, os erros, as dificuldades, os resultados da realização e a relevância da demonstração da competência nas percepções acerca da inteligência e do seu desenvolvimento.

Ou, em alternativa, verificando-se que o modelo com 26 itens não apresenta um ajustamento satisfatório, poderá propor-se uma versão reduzida da ECPI, onde figurem apenas os itens que avaliam única e exclusivamente a natureza mais ou menos desenvolvimental da inteligência, que, do ponto de vista metodológico, são os melhores indicadores para a avaliação das duas concepções de inteligência, pois, como vimos, a redução no número de itens de cada dimensão não afecta significativamente a sua consistência interna. Não obstante, voltamos a salientar que a eliminação de itens não deverá ser feita sem se analisar o contributo e a relevância de um terceiro factor na organização dos 26 itens da ECPI.

Finalmente, as AI mostram que a estrutura e a configuração do modelo com 12 itens é equivalente para ambos os sexos, para os 9º e 10º anos e para os três níveis sócio-económicos. No entanto, para o ano de escolaridade e para o nível sócio-económico só se verifica uma invariância métrica parcial, o que significa que a relevância dos aspectos avaliados em alguns itens (transmitida pelas saturações), bem como a relevância de cada factor (transmitida pelas variâncias e covariâncias dos factores) não são totalmente idênticas entre alunos do 9º e do 10º ano e entre alunos de diferentes níveis sócio-económicos: a este propósito refira-se que de acordo com os especialistas, a invariância métrica

parcial é algo frequente (Byrne, 1994; Byrne & Watkins, 2003) e não invalida a utilização do instrumento, caso a invariância estrutural e configuracional sejam confirmadas.

Em suma, os resultados deste estudo apoiam a validade de construto da ECPI, testada através de metodologias confirmatórias, representada num modelo com 12 itens, cuja estrutura e configuração revelam ser estáveis para as três variáveis analisadas, permitindo a continuação da utilização da ECPI, nomeadamente para a investigação das diferenças nas concepções pessoais de inteligência em função do género, do ano de escolaridade e do nível sócio-económico.

Referências bibliográficas

- Boomsma, A. (2000). Reporting analysis of covariance structures. *Structural Equation Modeling*, 7(3), 461-483.
- Byrne, B. M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows: Basic concepts, application and programming*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing*, 1(1), 55-86.
- Byrne, B. M., & Watkins, D. (2003). The issue of measurement invariance revisited. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 34(2), 155-175.
- Ciochin, L., & Faria, L. (2006). Concepções pessoais de inteligência de estudantes portugueses e romenos: Estudo preliminar de análise factorial confirmatória. *Psicologica*, 41, 171-191.

- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319.
- Dweck, C. S. (1999). *Self-theories: their role in motivation, personality, and development*. Philadelphia: Psychological Press.
- Dweck, C. S. & Leggett, E. L. (2000). A social-cognitive approach to motivation and personality. In E. T. Higgins & A. W. Kruglanski (Eds.), *Motivational science: Social and personality perspectives*. Philadelphia: Psychological Press.
- Faria, L. (1990). *Concepções pessoais de inteligência*. Dissertação apresentada para provas de aptidão pedagógica e capacidade científica na Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade do Porto. Porto: Edição da Autora.
- Faria, L. (1995). Concepções pessoais de inteligência: Estudos de validação de uma escala para os adolescentes portugueses. *Psychologica*, 13, 81-93.
- Faria, L. (1997). Processos de desenvolvimento diferencial das concepções pessoais de inteligência. *Psychologica*, 17, 75-83.
- Faria, L. (1998). *Desenvolvimento diferencial das concepções pessoais de inteligência durante a adolescência*. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian & Junta Nacional de Investigação Científica e Tecnológica.
- Faria, L. (2002). Sex differences in the personal conceptions of intelligence: Particularities of the portuguese cultural context. *Psychological Reports*, 90(3), 786-788.
- Faria, L. (2003). Escala de Concepções Pessoais de Inteligência (E.C.P.I.). In M. M. Gonçalves, M. R. Simões, L. S. Almeida & C. Machado (Coords.), *Avaliação Psicológica – Instrumentos validados para a população portuguesa – Volume I* (Cap. 8, pp. 131-144). Coimbra: Quarteto Editora.
- Faria, L. (2006). Escala de Concepções Pessoais de Inteligência (E.C.P.I.). In M. M. Gonçalves, M. R. Simões, L. S. Almeida & C. Machado (Coords.), *Avaliação Psicológica – Instrumentos validados para a população portuguesa – Volume I* (2ª edição revista). Coimbra: Quarteto Editora.
- Faria, L., & Fontaine, A. M. (1989). Concepções pessoais de inteligência: Elaboração de uma escala e estudos exploratórios. *Cadernos de Consulta Psicológica*, 5, 19-30.
- Faria, L., & Fontaine, A. M. (1997). Adolescents' personal conceptions of intelligence: The development of a new scale and some exploratory evidence. *European Journal of Psychology of Education*, XII, 51-62.
- Faria, L., Pepi, A., & Alesi, M. (2004). Concepções pessoais de inteligência: Qualidades psicométricas da ECPI em Portugal e Itália. In C. Machado, L. S. Almeida, M. Gonçalves & V. Ramalho (Orgs.), *Avaliação Psicológica: Formas e Contextos* (Vol. X, pp. 155-163). Braga: Psiquifbrios.
- Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). *Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments*. *Psychological Assessment*, 7(3), 286-299.
- Gerbing, D. W., & Anderson, J. C. (1984). On the meaning of within-factor correlated measurement errors. *Journal of Consumer Research*, 11, 572-580.
- Jöreskog, K. G. (2000). *Interpretation of R² revisited*. Documento disponível em www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/r2rev.pdf.

- Pepi, A., Faria, L., & Alesi, M. (2004). La rappresentazione dell'intelligenza e l'autostima: Uno studio crossculturale. *Ciclo Evolutivo e Disabilità*, VII(1), 31-48.
- Stapleton, C. D. (1997). *Basic concepts and procedures of confirmatory factor analysis*. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, Austin, TX, 24 de Janeiro.
- Thompson, B., & Daniel, L. G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores: A historical overview and some guidelines. *Educational and Psychological Measurement*, 55(2), 197-208.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (2004). On chi-square difference and z tests in mean and covariance structure analysis when the base model is misspecified. *Educational and Psychological Measurement*, 64(5), 737-757.