

Conhecimento disciplinar efectivo, conhecimento percebido, experiência profissional e formação dos professores para o ensino da leitura: Um estudo com professores Portugueses e Americanos do 1º Ciclo do Ensino Básico

João Lopes*, Louise Spear-Swerling**, Célia Oliveira*,
M. Gabriela Velasquez*, e Jamie Zibulsky***

*University of Minho, ** Southern Connecticut University, *** Fairleigh Dickinson University

Resumo

Neste estudo investiga-se a relação entre conhecimento efectivo e conhecimento percebido de professores do 1º ciclo do ensino básico em três áreas distintas do ensino da leitura (ensino fónico, fluência/vocabulário/compreensão e avaliação/intervenção), bem como a relação da formação e experiência dos professores com estas variáveis. Participaram no estudo 390 professores Portugueses e 390 professores Americanos. Os resultados revelam que os professores Americanos superam os professores Portugueses em quase todas as variáveis em análise. A análise das correlações canónicas e a análise das comunalidades mostram que o conhecimento disciplinar e a percepção de conhecimento disciplinar são constructos relativamente independentes. As análises de regressão mostram que o conhecimento disciplinar efectivo prediz uma pequena mas significativa porção da variância do conhecimento percebido, constituindo o conhecimento acerca do ensino fónico claramente o melhor preditor. Foi também explorada a hipótese da falta de calibração (efeito da «incompetência e inconsciência») entre conhecimento e conhecimento percebido nos professores com menor nível de conhecimento. Os resultados, porém, não sugerem tal efeito nos nossos participantes. Os resultados mostram ainda a existência de diferenças significativas entre os professores Portugueses e Americanos, principalmente nos conhecimentos acerca de avaliação/intervenção.

Palavras-chave: Ensino da leitura; conhecimento; conhecimento percebido; falta de calibração.

Abstract

In this study, the relation between primary teachers' actual disciplinary knowledge and teachers' perceived disciplinary knowledge in three distinct areas of reading instruction (phonics, fluency/vocabulary/comprehension, and assessment/intervention), as well as the relation between teachers' experience and teachers' background with these variables is investigated. Participants include Portuguese primary teachers (n = 390) and American primary teachers (n = 390). Results show that the American teachers outperform the Portuguese teachers in almost every item in analysis. Canonical correlation and commonality analysis show that actual disciplinary knowledge and perceived disciplinary knowledge are relatively independent constructs. Regression analyses show that actual knowledge predicts a small but significant amount of the variance in perceived knowledge. Knowledge about phonics instruction is by far the best unique predictor of teachers' perceived knowledge. The hypothesis of miscalibration (the «unskilled-and-unaware effect») between actual knowledge and perceived knowledge in the less knowledgeable teachers was also explored. However, results do not suggest such an effect in our participants. Results also show that there are significant differences between Portuguese and American teachers, mainly in the area of knowledge about assessment/intervention.

Keywords: Reading instruction; knowledge; perceived knowledge; miscalibration.

Reconhecimento: O nosso agradecimento especial aos nossos colegas Leandro Almeida (Universidade do Minho) e Elaine Cheesman (University of Colorado) os quais são igualmente responsáveis por este artigo.

Correspondência: João Lopes, Escola de Psicologia, Universidade do Minho, Campus de Gualtar, s/n, 4710-057, Braga, Portugal. Email: joaols@psi.uminho.pt

Introdução

Existe um crescente consenso quanto à importância fundamental da instrução da leitura no desempenho dos alunos nesta área (Carreker, Joshi, & Boulware-Gooden, 2010; Cunningham, Zibulsky, & Callahan, 2009) e na prevenção e remediação do fracasso na leitura (González-Valenzuela, Martín-Ruiz, & Delgado-Ríos, 2012; OECD, 2009). A International Reading Association (IRA, 2003, 2007), por exemplo, considera que há seis elementos fundamentais que devem ser incluídos nos programas de formação de professores: conhecimentos em investigação, estratégias de instrução de palavras, estratégias de compreensão do texto, conexões leitura-escrita, processos de instrução e materiais e estratégias de avaliação. A International Dyslexia Association (IDA) (Moats et al., 2010) também sublinha a importância da leitura e sublinha que a instrução deve incluir a estrutura da linguagem, incluindo a fonologia, ortografia, morfologia, sintaxe e semântica, bem como estratégias que enfatizem o planeamento, a organização e a auto-gestão.

Os investigadores têm verificado que os professores do 1º Ciclo parecem em geral não receber informação suficiente sobre práticas de ensino eficazes e que os professores especializados em leitura e os professores da educação especial não estão mais informados do que os professores do ensino regular acerca

de estratégias para lidar com alunos com dificuldades na leitura (Moats et al., 2010; Joshi et al., 2009). Outros (e.g., Jenkins, Fuchs, & van de Broek, 2003; Moats, 2009; NRP, 2000) enfatizam que os conhecimentos dos professores acerca da estrutura da escrita, consciência fonémica e instrução fónica, instrução de fluência na leitura, instrução do vocabulário e instrução da compreensão de textos, são decisivos para o sucesso dos alunos na leitura, especialmente para aqueles que têm dificuldades. Outros autores sublinham ainda que o conhecimento acerca do ensino fónico e até mesmo a instrução da soletração podem ser mais decisivos em países com ortografias inconsistentes, como é o caso do Inglês (Seymour et al., 2003). Contudo, que seja do nosso conhecimento, não existem estudos transculturais sobre o conhecimento dos professores na área da leitura em países com ortografias mais consistentes (e.g., Português, Espanhol) e em países com ortografias menos consistentes. Consequentemente, não se sabe se estes professores têm níveis diferenciados de conhecimento acerca dos diversos aspectos da leitura (e.g., questões fónicas, vocabulário, fluência, compreensão) ou se deverão de facto ter conhecimentos específicos em função da sua ortografia.

A relação entre o conhecimento disciplinar efectivo e a evolução dos alunos não é contudo linear. Alguns autores sugerem que esta relação é complexa e que os professores

podem nem sempre aplicar directamente o seu conhecimento disciplinar efectivo quando estão a ensinar a leitura (e.g., Carlisle, Correnti, Phelps, & Zeng, 2009). Além disso, para lá do ensino, muitos outros factores influenciam a realização dos alunos na leitura, nomeadamente a escolha dos métodos de instrução, a disponibilidade de recursos e as influências familiares (Finn & Katoroom, 2001).

Em todo o caso os professores poderão não estar a receber ou a utilizar suficientemente o conhecimento disciplinar disponibilizado pela investigação (Spear-Swerling, 2007), em parte porque os cursos de formação inicial e de formação em serviço não parecem estar a disseminar eficazmente a informação (EACEA, 2011; Walsh, Glaser, & Dunne-Wilcox, 2006). Por outro lado, os professores parecem por vezes sobrestimar o seu conhecimento efectivo sobre a leitura (Bos, Mather, Dickson, Podhajski, & Chard, 2001; Cunningham, Perry, Stanovich, & Stanovich, 2004).

As investigações sobre a descalibração entre o conhecimento percebido e o conhecimento efectivo das pessoas, bem como as potenciais consequências desta descalibração, têm despertado um crescente interesse. Muita dessa investigação e interesse tem sido conduzida na área do pensamento crítico (e.g., Lewis & Smith, 1993; Sternberg, 1986; Washburn, Joshi, & Binks-Cantrell, 2011; Willingham, 2007). O fenómeno da descalibração foi

inicialmente conceptualizado por Kruger e Dunning (1999, 2002) e ficou conhecido como efeito Dunning-Kruger (ou efeito da «incompetência e inconsciência»). Recebeu ainda denominações como superioridade ilusória, ilusão de estar acima da média, enviesamento de superioridade, etc. Este modelo sugere que (a) o sucesso e a satisfação em muitos domínios da vida dependem do conhecimento e de uma percepção apurada das limitações próprias, (b) que as pessoas variam significativamente na forma como aplicam o seu conhecimento às situações da vida e (c) que as pessoas que são incompetentes num determinado domínio da vida tendem a sobrestimar o seu conhecimento e competências e não possuem as competências metacognitivas que lhes permitam ter consciência desse facto (Dunning, 2011; Kruger & Dunning, 1999).

Alguns autores desafiam a ideia da descalibração. Ackerman, Beier e Bowen (2002), por exemplo, afirmam que os resultados da investigação correlacional sobre descalibração encontram resultados diferentes dos da investigação experimental e que na verdade os indivíduos normalmente estimam com precisão as suas competências e conhecimentos. Também Krajc e Ortmann (2008) sublinham que as auto-avaliações imprecisas têm origem em informação enviesada e não tanto em juízos enviesados e que Dunning e Kruger normalmente seleccionavam estudantes que não tinham o conhecimento necessário ao desempe-

nho das tarefas experimentais. Eram por isso incapazes de realizar juízos adequados acerca desse conhecimento.

Ainda que este paradigma tenha sido testado em diversas populações, desconhecemos que tenha sido utilizado com professores (os quais podem ou não receber feedback específico sobre o seu desempenho), e especificamente na área da instrução da leitura. Ainda assim, nos últimos dez anos foram publicados diversos estudos sobre o conhecimento disciplinar efectivo e o conhecimento percebido dos professores para a instrução da leitura (e.g., Spear-Swerling, Brucker, & Alfano, 2005; Walsh et al., 2006) (ainda que não com este paradigma). Cunningham et al. (2004), por exemplo, verificaram que os seus participantes conseguiam calibrar o seu conhecimento na área da literatura infantil mas não nas áreas da consciência fonémica e fónica. Ainda mais interessante, as autoras verificaram que as professoras menos experientes e menos credenciadas percepcionavam-se como mais conhecedoras do que as professoras experientes.

Alguns investigadores (e.g., Finn & Kanstoroom, 2001; Walsh et al., 2006) sugerem que a descalibração entre o conhecimento percebido e o conhecimento disciplinar efectivo dos professores pode ter a ver com o facto de a formação de professores na área da instrução da leitura raramente ser abordada de uma forma científica. Num dos mais importantes estudos publicados sobre

as escolas de formação de professores primários nos EUA, Walsh et al. (2006) concluíram que «most education schools are not teaching the science of reading» (p. 22), que «much of current reading instruction with science» (p. 29), e que «teacher educators portray the science of reading instruction as an approach that is no more valid than others» (p. 30). Se os futuros professores não estiverem a receber instrução adequada, não se pode esperar que sejam capazes de calibrar o conhecimento percebido com o conhecimento disciplinar efectivo (Applegate & Applegate, 2004; Binks-Cantrell, Washburn, Joshi, & Hougen, 2012).

A calibração do conhecimento é importante porque as pessoas empenham-se mais provavelmente em acções específicas e são mais auto-determinadas quando têm consciência do seu conhecimento limitado numa determinada área (Cunningham et al., 2009; Deci & Ryan, 2008). Isto pode ter implicações significativas para a instrução da leitura porque os professores que erradamente acreditam ter um amplo conhecimento nesta área podem não procurar ou podem não estar receptivos ao desenvolvimento profissional nesta área.

O presente estudo

Neste estudo comparámos o conhecimento disciplinar efectivo e o conhecimento disciplinar percebido de um grupo de professores

Americanos com os de um grupo de Professores Portugueses, tendo em conta a experiência e o grau de preparação. Para isso, foram examinados os conhecimentos disciplinares efectivos e os conhecimentos percebidos em diversas áreas de instrução da leitura (e.g., ensino fónico, conhecimento do vocabulário). As questões principais do estudo são:

1. Os professores Portugueses e Americanos diferenciam-se em conhecimento percebido e em conhecimento disciplinar efectivo?
2. A experiência, formação e conhecimento disciplinar efectivo dos professores predizem o seu conhecimento percebido?
3. Os professores com menores conhecimentos evidenciam uma perspectiva exageradamente optimista quanto aos seus conhecimentos, quando comparados com professores com maiores conhecimentos?

Método

Participantes

Participam neste estudo 390 professores Portugueses e 390 professores Americanos. Os participantes Portugueses constituem uma amostra estratificada de um grupo inicial de 2.461 professores que participaram voluntariamente no estudo. Esta amostra é representativa de oito regiões do país (Litoral Norte, Inte-

rior Norte, Centro, Lisboa e Vale do Tejo, Alentejo, Algarve e Ilhas). Os professores Americanos provêm de diversos estados dos EUA (Connecticut, $n = 97$; Colorado, $n = 46$; e New Jersey, $n = 181$). Todos os professores se voluntariaram para participar. Quer em Portugal quer nos EUA é esperado que os professores primários conheçam os aspectos da leitura que têm que ser ensinados até ao 4.º ano de escolaridade (e.g., descodificação, fluência, compreensão). A informação demográfica relativa aos participantes é apresentada na Tabela 1.

Os dados mostram que os professores Portugueses têm mais experiência que os professores Americanos, $U = -14.75$, $p < .001$, $r = -.02$, mas menos formação, $U = -13.45$, $p < .001$, $r = -.02$. As pequenas magnitudes do efeito sugerem que as diferenças entre os grupos não têm significado prático. Os participantes ensinam o 1.º (25%), 2.º (20%), 3.º (23%) e 4.º (32%) anos de escolaridade.

Medidas

Teachers' Knowledge Survey (TKS)

A versão original do TKS foi desenvolvida a partir de um questionário de escolha múltipla —o Foundations of Reading Test (FRT)— publicado pelo Evaluation Systems Group do grupo Pearson. O FRT inclui itens relativos a conhecimentos em cinco componentes da lei-

Tabela 1

Informação Demográfica sobre os Participantes

	Professores Portugueses	Professores Americanos	TOTAL	%
<i>N</i>	390	390	780	
Sexo				
Masculino	49	50	99	12.69
Feminino	341	340	681	87.31
Experiência de ensino*				
(anos)	<i>M</i> = 19 (<i>DP</i> = 9.86)	<i>M</i> = 7.7 (<i>DP</i> = 9.34)		
Baixa experiência (0-5)	31	211	242	31.80
Experiência Regular (6-15)	139	100	239	31.40
Bastante experiência (16-25)	98	33	131	17.20
Muita experiência (+25)	122	27	149	19.60
Nível de Formação				
Bacharelato	31	7	38	4.87
Licenciatura	302	230	532	68.21
Mestrado	55	151	206	26.41
Superior a Mestrado	2	2	4	.51

Nota. *M* = Média; *DP* = Desvio Padrão.

* Número de anos como professor primário.

tura — consciência fonémica, ensino fónico, fluência, vocabulário e compreensão— e ainda avaliação e intervenção em alunos com dificuldades. A versão inglesa do questionário inclui um total de 52 itens de escolha múltipla, em que aproximadamente um terço avalia conhecimentos básicos acerca da leitura e os restantes dois terços avaliam questões relacionadas com a aplicação dos conhecimentos.

Cada item contém uma situação introdutória para a qual há quatro opções de resposta e ainda a possibilidade de responder «Não sei».

Apenas uma das quatro primeiras opções está correcta. Uma descrição mais detalhada do TKS, incluindo exemplos de itens, pode ser encontrada em Spear-Swerling e Cheesman (2012).

Os 52 itens podem ser incluídos em três grupos: Consciência Fonémica/Ensino Fónico (23 itens), (α de Cronbach's = .60 para a versão Americana do questionário; .70 para a versão Portuguesa); Fluência, Vocabulário e Compreensão (20 itens), (α = .69 e .85 respectivamente); e Avaliação/Intervenção (9 itens), (α = .75).

Teachers' Self-Rating Scale (TSRS)

Para a auto-avaliação, foi pedido aos participantes que avaliassem o seu conhecimento nas diferentes áreas numa escala de 1 a 5, em que 1 significa «conhecimento muito limitado», 3 significa «nível moderado de conhecimento» e 5 significa «nível muito elevado de conhecimento». O questionário é constituído por 13 itens, representando cinco componentes da leitura (consciência fonémica, ensino fónico, fluência, vocabulário e compreensão), bem como conhecimentos noutras áreas importantes para o ensino efectivo da leitura (e.g., testes de referência à norma, motivação para a leitura, intervenção junto de alunos com dificuldades).

Quer na versão Americana quer na versão Portuguesa da escala ($\alpha = .93$), os itens podem ser agrupados em «Conhecimento percebido acerca de Consciência Fonémica/Ensino Fónico», ($\alpha = .86$), «Conhecimento percebido acerca de Fluência/Vocabulário/Compreensão», ($\alpha = .88$), e «Conhecimento percebido acerca de Avaliação/Intervenção» ($\alpha = .68$).

Procedimento

Os participantes Americanos foram recrutados em universidades e em escolas públicas, tendo preenchido uma versão de papel e lápis dos questionários. O preenchimento foi feito em grupos, com supervisão

de um dos membros do projecto ou de um investigador assistente. Para cada grupo, os instrumentos foram preenchidos numa única sessão, com uma duração que oscilou entre os sessenta e os setenta e cinco minutos. Os participantes preencheram as auto-avaliações em conjunto com um questionário sobre a sua experiência de ensino e nível de formação, antes de responderem ao Teacher Knowledge Survey. Os participantes Portugueses preencheram todos os questionários directamente na plataforma Survey Monkey, tendo sido registado electronicamente o tempo de preenchimento. Os participantes despenderam cerca de uma hora nesta tarefa.

Resultados

Conhecimento Efectivo e Conhecimento Percebido dos Professores

A Tabela 2 mostra uma estatística descritiva dos resultados no TKS e no TSRS e o rácio da variância.

Encontraram-se diferenças entre os grupos para todas as dimensões do conhecimento disciplinar efectivo. No que respeita ao conhecimento percebido, apenas se encontraram diferenças no índice PKASSI, com os professores Portugueses a apresentar uma percepção de conhecimentos mais positiva, do que os professores Americanos, no domínio da avaliação e interven-

Tabela 2

Conhecimento Efectivo e Conhecimento Percebido dos Professores

	Professores Americanos		Professores Portugueses	
PKPA	<i>M</i>	3.41		3.32
	<i>SD</i>	(1.22)		(0.81)
	<i>t</i>		1.282	
	<i>p</i>		.200	
	<i>VR**</i>		2.27	
PKFVC	<i>M</i>	3.51		3.62
	<i>SD</i>	(1.15)		(0.70)
	<i>t</i>		-1.623	
	<i>p</i>		.105	
	<i>VR**</i>		2.70	
PKASSI	<i>M</i>	2.58		3.37
	<i>SD</i>	(1.00)		(0.70)
	<i>t</i>		-12.628	
	<i>p</i>		.001***	
	<i>VR**</i>		2.00	
PKknow. Total	<i>M</i>	3.30		3.47
	<i>SD</i>	(1.11)		(.68)
	<i>t</i>		-2.464	
	<i>p</i>		.014	
	<i>VR**</i>		2.66	
KPA	<i>M</i>	54.43		43.44
	<i>SD</i>	(19.48)		(14.40)
	<i>t</i>		8.94	
	<i>p</i>		.001***	
	<i>VR**</i>		1.82	
KFVC	<i>M</i>	59.35		44.80
	<i>SD</i>	(15.82)		(17.30)
	<i>t</i>		12.23	
	<i>p</i>		.001***	
	<i>VR**</i>		.87	
KASSI	<i>M</i>	46.15		15.40
	<i>SD</i>	(19.34)		(12.45)
	<i>t</i>		26.28	
	<i>p</i>		.001***	
	<i>VR**</i>		1.68	
Know. Total	<i>M</i>	53.04		34.55
	<i>SD</i>	(15.92)		(11.70)
	<i>t</i>		18.46	
	<i>p</i>		.001***	
	<i>VR**</i>		1.80	

Nota. ** $p < .01$; *** $p < .001$;

PKPA: Conhecimento percebido acerca de Consciência Fonémica/Ensino Fónico; PKFVC: Conhecimento percebido acerca de Fluência/Vocabulário/Compreensão; PKASSI: Conhecimento percebido acerca de Avaliação/Intervenção; KPA: Conhecimento acerca de Consciência Fonémica/Ensino Fónico; KFVC: Conhecimento acerca de Fluência, Vocabulário e Compreensão; KASSI: Conhecimento acerca de Avaliação/Intervenção;

Conhecimento percebido: Min - 1, Max - 5; conhecimento: Min - 0, Max - 100 (percentagem de respostas certas).

* VR: Rácio da Variância. Com excepção de KFVC, as variâncias são desiguais. Dado que a desigualdade é mais provável em amostras grandes, calculou-se o Hartley's. O facto de o rácio da variância ser < 3 para todos os factores, indica que as variâncias dos grupos são homogéneas.

ção em alunos com dificuldades, $t(778) = -12.63, p < .001, r = .26$. Paradoxalmente, esta é a área do conhecimento disciplinar efectivo (KASSI) onde os professores Portugueses apresentam piores resultados e onde se encontram maiores diferenças entre os grupos, a favor dos professores Americanos ($t(778) = 26.28, p < .001, r = .46$).

Relação entre conhecimento disciplinar efectivo dos professores, nível de formação, experiência de ensino e conhecimento percebido

Realizou-se uma análise de correlações canónicas para estudar as relações entre (a) conhecimento disciplinar efectivo dos professores, nível de formação e experiência de ensino, e (b) conhecimento percebido. Nesta análise, ambos os grupos (professores Portugueses e Americanos) são considerados em conjunto. As três variáveis do conhecimento disciplinar efectivo, o grau (nível) de formação dos pro-

fessores e os anos de experiência, foram tomados como preditores. As três dimensões do conhecimento percebido foram utilizadas como variáveis de critério para avaliar a variância partilhada entre os dois conjuntos de variáveis (i.e., Conhecimento Disciplinar/Grau/Experiência e Conhecimento Percebido). As análises produziram três funções com correlações canónicas quadráticas de .163, .119, e .007, para cada função sucessiva. Com base no critério λ de Wilks's = .731 ($\chi^2(15) = 242.470, p < .001$), o modelo apresenta-se estatisticamente significativo em todas as funções. Uma vez que o índice de Wilks (λ) representa a variância que não é explicada pelo modelo, $1 - \lambda$ constitui a magnitude do efeito da globalidade do modelo na métrica do r^2 . Assim, para o conjunto das três funções canónicas, a magnitude do efeito do tipo r^2 é de .269, indicando que o modelo explica cerca de 27% da variância partilhada entre os conjuntos de variáveis.

Tabela 3

Resultados da Correlação Canónica

Avaliação do Modelo Global		Origem do Efeito					
		Conjunto predictor			Conjunto critério		
Wilks's λ		Coeficientes Canónicos Brutos			Coeficientes Canónicos Brutos		
Função 1	Função 2	Função 1	Função 2	Função 1	Função 2	Função 1	Função 2
.731	.874	TreinoProfs	.168	-.455	PKPA	.196	-.889
		AnosExper	-.307	-.349	PKFVC	.056	-.261
		KPA	-.028	-.038	PKASSI	-1.154	.313
		KFVC	-.022	-.009			
	X^2	KASSI	-.045				
Função 1	Função 2	Coeficientes Canónicos Padronizados			Coeficientes Canónicos Padronizados		
242.470	104.372		Função 1	Função 2		Função 1	Função 2
		TreinoProfs	.089	-.242	PKPA	.202	-.914
		AnosExper	-.250	-.285	PKFVC	.053	-.247
		KPA	-.516	-.690	PKASSI	-1.088	.295
		KFVC	-.404	-.045			
		KASSI	-1.178	-.243			
R_c		Coeficientes de Estrutura			Coeficientes de Estrutura		
Função 1	Função 2	Função 1	Função 2	Função 1	Função 2	Função 1	Função 2
.404	.346	TreinoProfs	-.018	.587	PKPA	-.675	.734
		AnosExper	-.597	-.026	PKFVC	-.676	.383
		KPA	-.519	.712	PKASSI	.968	-.326
		KFVC	-.244	.606			
	R_c^2	KASSI	-.317	.852			
Função 1	Função 2	Coeficientes de Estrutura Quadráticos			Coeficientes de Estrutura Quadráticos		
.163	.119		Função 1	Função 2		Função 1	Função 2
		TreinoProfs	.067	.203	PKPA	.034	.949
		AnosExper	.187	.088	PKFVC	.106	.545
		KPA	.012	.801	PKASSI	.937	.063
		KFVC	.012	.487			
		KASSI	.526	.389			

Nota. Wilks's Λ , χ^2 , e *df* assinalados como Função 1, constituem as estatísticas associadas às Funções Canónicas 1-2 (o modelo global). Wilks's Λ , χ^2 , e *df* assinalados como Função 2, constituem as estatísticas associadas apenas à Função Canónica.

A análise de redução da dimensionalidade mostra que o modelo completo (Funções 1 a 3) é estatisticamente significativo e que o mesmo se verifica para a Função 2 a 3 [$\chi^2(8) = 104.372, p < .001$]. A Função 3 não explica uma porção significativa da variância partilhada entre os conjuntos de variáveis [$\chi^2(3) = 5.999, n.s$]. Na Tabela 3 apresentam-se apenas os coeficientes canónicos padronizados e os coeficientes estruturais para as funções estatisticamente significativas (Funções 1 e 2).

Os coeficientes da Função 1 (PKASSI) mostram que o conhecimento percebido no domínio da avaliação e intervenção em alunos com dificuldades constitui o critério mais relevante. Esta conclusão é apoiada pelos valores quadráticos dos coeficientes estruturais. Esta variável distingue-se ainda por apresentar o maior coeficiente de função canónica. Os resultados baixos dos coeficientes estruturais, assim como os valores moderados a elevados dos coeficientes padronizados da variável conhecimento disciplinar acerca da Consciência Fonémica/Ensino Fónico (KPA), sugerem que esta variável funciona como supressora no efeito canónico. Além disso, os baixos resultados dos coeficientes estruturais, a par de um coeficiente estrutural moderado a elevado no conhecimento acerca da Fluência, Vocabulário e Compreensão (KFVC), indica que esta variável contribui para o efeito canónico com uma variância única de magni-

tude reduzida e que uma parte significativa do contributo desta variável é igualmente explicada por outra variável ou variáveis.

Os coeficientes apresentados na Tabela 3 referentes à Função 2 sugerem que todas as variáveis de critério são relevantes para esta função. A análise dos coeficientes estruturais da globalidade da função permitiu constatar que as três variáveis do conhecimento disciplinar efectivo estão positiva e fortemente relacionadas com a percepção de conhecimentos acerca da Consciência Fonémica/Ensino Fónico (PKPA) e a percepção de conhecimentos acerca da Fluência, Vocabulário e Compreensão (PKFVC).

Atendendo aos resultados das análises de correlação canónica, efectuou-se uma análise de regressão das comunalidades para explorar os contributos únicos e comuns dos preditores do conhecimento percebido dos professores. Para este fim foram utilizadas as três variáveis de conhecimento disciplinar efectivo (KPA, KFVC e KASSI), o nível de formação dos professores (TreinoProfs) e os anos de experiência (AnosExper) como preditores, e uma medida compósita do conhecimento percebido dos professores (PKPA + PKFVC + PKASSI) como critério. Uma vez que o recurso a cinco preditores torna o procedimento complexo, devido ao número de coeficientes e equações envolvidos ($2^k - 1$, onde k corresponde ao número de variáveis predictoras), adoptou-se a sugestão de Nimon

(2010) e analisou-se os resultados utilizando dois conjuntos de variáveis preditoras relacionadas: nível de formação e anos de experiência num dos conjuntos, e as variáveis

do conhecimento disciplinar efectivo (KPA, KFVC, KASSI) noutro conjunto. Os resultados são apresentados nas Tabelas 4 e 5.

Tabela 4

Resultados da Regressão e Coeficientes de Comunalidade

Preditor(x)	R	R ²	R ² _{adj}	β	P	r _s	Única	Comum	Total	% de R ² (r ² _s)
	.33	.11	.11							
KPA				.32	<.001	.74	.050	.01	.06	49.95
KFVC				.14	.010	.28	.007	.02	.03	7.01
KASSI				-.26	<.001	.59	.035	-.04	.00	32.25

Nota. Única = Efeito único de x. Comum = Efeitos comuns de Σ x. Total = Única + Comum.

Tabela 5

Resultados da Regressão e Coeficientes de Comunalidade

Preditor(x)	R	R ²	R ² _{adj}	β	P	r _s	Única	Comum	Total	% de R ² (r ² _s)
	.20	.04	.04							
TreinoProfs				.05	.18	.24	.00	.00	.00	5.81
AnosExper				.19	<.001	.92	.03	.00	.03	85.01

Nota. Única = Efeito único de x. Comum = Efeitos comuns de Σ x. Total = Única + Comum.

Os professores com menos conhecimentos apresentam uma perspectiva excessivamente optimista quanto ao seu grau de conhecimento (efeito «incompetente-e-inconsciente do facto»)?

Para responder a esta questão de investigação, os dados foram organizados de modo idêntico ao dos

estudos clássicos nesta área (e.g., Krajc & Ortmann, 2008; Kruger & Dunning, 1999). Primeiro, distribuiu-se os participantes por quartis (inferior, 2.º, 3.º e superior) em função do respectivo desempenho no TKS (Teachers' Knowledge Survey – questionário de avaliação do conhecimento disciplinar efectivo) (variável preditora). Cada quartil de resultados no TKS foi compa-

rado com o quartil correspondente do TSRS (Teachers' Self-Rating Scale – escala de percepção de conhecimentos) (variável de critério) a fim de determinar o grau de correspondência entre o conhecimento disciplinar efectivo e o conhecimento percebido. Uma vez que os resultados dos professores Portugueses e Americanos diferem significativamente no questionário de conhecimento disciplinar efectivo (TKS), os grupos foram analisados em conjunto e também separadamente.

Os resultados das classificações erradas (i.e., percepção de conhecimentos significativamente diferente dos resultados na avaliação do conhecimento efectivo) são apresen-

tados nos gráficos 1 e 2. O gráfico 1 mostra os resultados da classificação dos professores (amostra total) na percepção de conhecimentos (TSRS), por cada quartil de desempenho no TKS. O gráfico 2 exhibe a mesma informação, especificando separadamente o desempenho dos professores Portugueses e Americanos. A comparação entre os resultados da percepção de conhecimentos e os resultados do conhecimento disciplinar efectivo, mostra que os participantes dos quartis extremos (inferior e superior) apresentam uma classificação mais exacta do seu nível de conhecimentos do que os dos grupos do 2.º e 3.º quartis. Este resultado é comum aos professores Portugueses e Americanos.

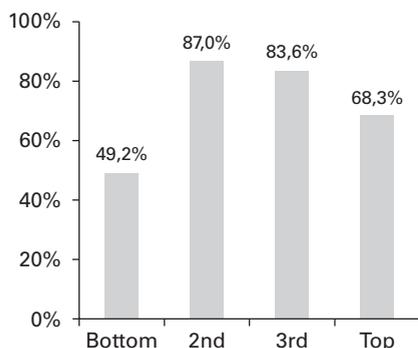


Gráfico 1. Classificações erradas: PT+US.

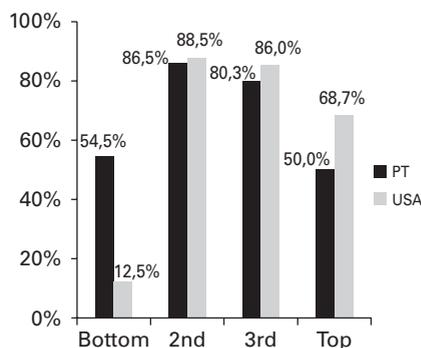


Gráfico 2. Classificações erradas: Professores Americanos vs. Portugueses.

Discussão

Deve notar-se, antes de mais, que os resultados mostram que os professores Americanos superam os

professores Portugueses em todos os aspectos do conhecimento disciplinar efectivo. Contudo, as magnitudes do efeito para KPA ($r = .09$) e para KFVC ($r = .14$) são peque-

nas. A única magnitude do efeito significativa verifica-se na variável KASSI ($r = .46$). Os resultados mostram igualmente que o conhecimento disciplinar percebido é idêntico para PKPA e para KFVC mas não para PKASSI (ainda que a magnitude do efeito seja pequena, $r = .17$). Neste último caso, os professores Portugueses consideram-se mais competentes que os professores Americanos. Como afirmámos anteriormente, isto é de alguma forma paradoxal uma vez que este (KASSI) é precisamente o domínio em que os professores Portugueses apresentam um desempenho mais fraco. Contudo, a responsabilização dos professores pelos progressos dos alunos é uma questão bastante recente em Portugal e eventualmente os professores ainda não sentem a necessidade de avaliar sistematicamente e intervir junto de alunos com sub-realização académica (Lopes, 2012).

Mesmo que os resultados dos professores Americanos e dos professores Portugueses reflita diferenças efectivas de conhecimento dos grupos, a interpretação dessas diferenças não é linear. Por um lado, algum do conhecimento exigido para um bom desempenho no TKS é mais provavelmente ensinado nos cursos de formação de professores nos EUA do que em Portugal, um país onde a «ciência da leitura» ainda não é completamente conhecida (Lopes, 2010). Por outro lado, algum do conhecimento requerido pelo TKS —em particu-

lar o conhecimento relacionado com o ensino fónico— pode ser crítico para o ensino da leitura numa ortografia inconsistente e pouco transparente como o Inglês, mas não necessariamente numa ortografia de transparência intermédia como é o caso do Português (Sucena, Castro, & Seymour, 2009). Este argumento é porém controverso. Alguns autores (e.g., Seymour et al., 2003) sustentam que o Português Europeu está mais próximo de ortografias europeias inconsistentes como o Inglês, o Francês ou o Dinamarquês, do que de ortografias relativamente transparentes como o Finlandês, o Italiano ou o Espanhol; outros (e.g., Sucena et al., 2009) acreditam que há um certo número de aspectos linguísticos que sugerem que o Português Europeu constitui uma ortografia de transparência intermédia.

O fraco desempenho dos professores Portugueses no TKS pode também relacionar-se com o facto de um número significativo destes professores ter uma grande experiência (i.e., são mais velhos). Alguns deles poderão pois estar menos familiarizados com alguns dos conceitos (e.g., consciência fonémica) requeridos no questionário. Pelo contrário, a sua maior experiência poderá fazê-los sentirem-se mais confiantes no seu conhecimento, explicando deste modo os resultados superiores no TSRS.

São igualmente de realçar as diferenças muito significativas em KASSI entre professores Americanos e professores Portugueses.

Na verdade o desempenho dos professores Portugueses nesta subescala é extremamente baixo, mesmo quando comparado com o seu próprio desempenho nas outras subescalas. Curiosamente, uma vez que a «ciência da leitura» não é sistematicamente ensinada em Portugal, havíamos antecipado alguns problemas com a subescala KPA e com alguns itens da subescala KFVC, mas não particularmente com os itens da subescala KASSI. Poderemos especular que pelo facto de a responsabilização directa do professor pelos progressos dos alunos ser recente no sistema educacional Português, os participantes poderão não ter ainda conhecimentos suficientes para avaliar e monitorizar os progressos e dificuldades dos alunos no contexto escolar.

Tínhamos igualmente como objectivo investigar as relações entre o conhecimento percebido dos professores e o seu conhecimento disciplinar efectivo. A análise das correlações canónicas (CCA) e a análise de comunalidades mostra que o conhecimento efectivo e o conhecimento percebido constituem factores relativamente independentes. Esta análise também demonstra que existe muita variância partilhada pelas variáveis relacionadas com o conhecimento (KPA, KFVC e KASSI) na predição do conhecimento percebido global e que se verificam efeitos de supressão entre variáveis. Embora estes resultados sejam semelhantes aos encontrados por outros autores (e.g., Binks-Cantrell et al., 2012;

Washburn et al., 2011), a significativa sobreposição entre KPA, KFVC e KASSI, sugere que estas variáveis representarão um único factor. Parece pois pouco útil procurar explicar o valor preditivo de variáveis de conhecimento isoladas. De qualquer forma, os resultados da regressão mostram que o conhecimento disciplinar efectivo dos professores constitui um preditor significativo do conhecimento percebido dos professores (mais significativo do que a experiência e muito mais significativo do que o nível de formação). Ainda assim, outros factores poderão contribuir para a disparidade entre conhecimento efectivo e conhecimento percebido. Eventualmente os professores primários raramente receberão *feedback* acerca do seu conhecimento (McCutchen et al., 2002) e poderão não ter igualmente conhecimento completo das exigências de instrução da leitura (Lopes, 2010; NRP, 2000).

Os resultados do nosso estudo mostram ainda que o nível de formação inicial não prediz o conhecimento percebido dos professores, ao contrário do que sucede com a experiência de ensino. Tendo em conta que a idade dos nossos sujeitos varia entre os 23 e os 57 anos, é inevitável atender a que o nível de certificação de professores mudou muito ao longo de três décadas (Walsh et al., 2006; European Commission, 2010). Mas ainda que possa suceder que os participantes mais antigos tenham graus académicos inferiores, isto não significa necessariamente

que tenham menores qualificações acadêmicas. Como Carlisle et al. (2009) sublinham, «...master's degree programs vary widely in the content and formats for learning about reading, so that attainment of this degree does not signal acquisition of a particular kind or depth of knowledge about early reading» (p. 475). Isto poderá em parte explicar por que razão o nível de formação inicial não prediz o conhecimento percebido dos professores.

O facto de os participantes mais experientes terem maior confiança nos seus conhecimentos sugere que a experiência está positivamente relacionada com o conhecimento percebido dos professores bem como com a auto-eficácia percebida (Alderman & Nix, 1997). Esta relação não é porém linear. Klassen e Chiu (2011), por exemplo, verificaram que a experiência dos professores apresenta relações não-lineares com a auto-eficácia, aumentado do início para o meio da carreira e declinando posteriormente. Existe ainda assim um significativo consenso quanto ao efeito da experiência dos professores na sua autoconfiança, auto-eficácia e conhecimento percebido (e.g., Egyed & Short, 2006; Spear-Swerling et al., 2005). Os resultados do nosso estudo parecem confirmar moderadamente este efeito.

Por fim, era nosso propósito investigar se os professores com menos conhecimentos, comparativamente com os professores com maiores conhecimentos, apresentavam uma perspectiva excessiva-

mente optimista quanto ao seu grau de conhecimento (efeito da «incompetência e inconsciência»). Os nossos resultados não sugerem porém um efeito de «incompetência e inconsciência», também conhecido como efeito de excesso de confiança (Arkes, Christensen, Lai, & Blumer, 1987; Brenner, Koehler, Liberman, & Tversky, 1996; Griffin & Varey, 1996). Na verdade, quer os professores com menos conhecimentos quer os professores com maiores conhecimentos são os que classificam os seus conhecimentos com maior precisão (os que estão situados no 2.º e no 3.º quartil são muito menos precisos).

Os críticos do efeito da confiança excessiva (e.g., Krajc & Ortmann, 2008) têm sublinhado a possibilidade da existência de diferenças significativas entre tarefas orientadas para as pessoas, para os conhecimentos e para as competências (como é o caso do nosso estudo) e Krajc, Ortmann e Ryvkin (2009) mostraram através de uma série de experiências que a informação aumenta a calibração, especialmente nos sujeitos pouco competentes. Em estudos como o nosso, nos quais se espera que os participantes tenham um bom conhecimento da matéria sobre a qual são inquiridos, a descablição é improvável. Burson, Larrick e Klayman (2006) afirmam também que o grau de sobre-confiança está relacionado com a dificuldade da tarefa. Estes autores obtiveram resultados semelhantes aos de Kruger e

Dunning (1999) para tarefas fáceis mas não para tarefas mais difíceis. Infelizmente no nosso estudo não foi possível manipular a dificuldade percebida da tarefa invertendo a ordem dos questionários. Isso poderia ter levado os participantes a perceberem a tarefa como mais difícil e eventualmente a ser menos otimistas quanto aos seus conhecimentos. Esta é de qualquer forma uma hipótese a ser testada em futuros estudos.

Genericamente os nossos resultados sugerem que a investigação sobre a hipótese da descalibração

em populações específicas, como é o caso dos professores do 1.º Ciclo do Ensino Básico, é encorajadora. Contudo, há ainda muito para perceber quanto à relação entre conhecimento efectivo e conhecimento percebido e, sobretudo, sobre como determinar quanto é «demasiado» na descalibração. O avanço da investigação nesta área permitirá aos professores, escolas e até ao sistema educativo, preencher as lacunas do ensino e melhorar a instrução da leitura, a qual constitui a competência mais básica para a realização académica (NRP, 2000).

Bibliografia

- Ackerman, P. L., Beier, M. E., & Bowen, K. R. (2002). What we really know about our abilities and our knowledge. *Personality and Individual Differences, 33*(4), 587-605. doi: 10.1016/S0191-8869(01)00174-X
- Alderman, G. L., & Nix, M. (1997). Teachers' intervention preferences related to explanations for behavior problems, severity of the problem, and teacher experience. *Behavioral Disorders, 22*(2), 87-95.
- Applegate, A. J., & Applegate, M. D. (2004). The Peter Effect: Reading habits and attitudes of preservice teachers. *The Reading Teacher, 57*(6), 554-563.
- Arkes, H. R., Christensen, C., Lai, C., & Blumer, C. (1987). Two methods of reducing overconfidence. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 39*, 133-144.
- Binks-Cantrell, E., Washburn, E. K., Joshi, R. M., & Hougen, M. (2012). Peter effect in the preparation of reading teachers. *Scientific Studies of Reading, 16*(6), 526-536. doi: 10.1080/10888438.2011.601434
- Bos, C., Mather, N., Dickson, S., Podhajski, B., & Chard, D. (2001). Perceptions and knowledge of preservice and inservice educators about early reading instruction. *Annals of Dyslexia, 51*, 97-120. doi: 10.1007/s11881-001-0007-0
- Brenner, L. A., Koehler, D. J., Liberman, V., & Tversky, A. (1996). Overconfidence in probability and frequency judgments: A critical examination.

- Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 65, 212-219.
- Burson, A. K., Larrick, P. R., & Klayman, J. (2006). Skilled or unskilled, but still unaware of it: how perceptions of difficulty drive miscalibration in relative comparisons. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90, 60-77.
- Carlisle, J. F., Correnti, R., Phelps, G., & Zeng, J. (2009). Exploration of the contribution of teachers' knowledge about reading to their students' improvement in reading. *Reading and Writing*, 22(4), 457-486. doi: 10.1007/s11145-009-9165-y
- Carreker, S., Joshi, R. M., & Boulware-Gooden, R. (2010). Spelling-related teacher knowledge: The impact of professional development on identifying appropriate instructional activities. *Learning Disability Quarterly*, 33(3), 148-158.
- Cunningham, A. E., Perry, K. E., Stanovich, K. E., & Stanovich, P. J. (2004). Disciplinary knowledge of K-3 teachers and their knowledge calibration in the domain of early literacy. *Annals of Dyslexia*, 54(1), 139-167.
- Cunningham, A. E., Zibulsky, J., & Callahan, M. D. (2009). Starting small: Building preschool teacher knowledge that supports early literacy development. *Reading and Writing*, 22, 487-510. doi: 10.1007/s11145-009-9164-z
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2008). Facilitating optimal motivation and psychological well-being across life's domains. *Canadian Psychology*, 49(1), 14-23. doi: 10.1037/0708-5591.49.1.14
- Dunning, D. (2011). The dunning-kruger effect. On being ignorant of one's own ignorance. *Advances in Experimental Social Psychology*, 44, 247-296.
- EACEA (2011). *Teaching Reading in Europe: Contexts, Policies and Practices*. Brussels: Eurydice.
- Egyed, C. J., & Short, R. J. (2006). Teacher self-efficacy, burnout, experience and decision to refer a disruptive student. *School Psychology International*, 27(4), 462-474. doi: 10.1177/0143034306070432
- European Commission (2010). *Developing coherent and system-wide induction programmes for beginning teachers: a handbook for policymakers*. E. Commission (Ed.) Retrieved from http://ec.europa.eu/education/school-education/doc/handbook0410_en.pdf
- Finn, C. E., & Kanstoroom, M. (2001). Getting better teachers: Time for experimentation. In M. C. Wang & H. J. Walberg (Eds.), *Tomorrow's teachers* (pp. 149-173). Richmond, CA: McCutchan.
- González-Valenzuela, M. J., Martín-Ruiz, I., & Delgado-Ríos, M. (2012). Teaching literacy and decreased risk of learning disabilities. *Revista de Psicodidáctica*, 17(2), 253-268. doi: 10.1387/Rev.Psicodidact.4496
- Griffin, D. W., & Varey, C. A. (1996). Towards a consensus on overconfidence. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 65, 227-331.
- IRA (2003). *Teaching all children to read: The roles of the reading specialist. A position statement of the International Reading Association*. Newark, DE: IRA.
- IRA (2007). *Teaching reading well: A synthesis of the International Reading Association's research on teacher preparation for reading instruction*. Newark, DE: IRA.

- Jenkins, J. R., Fuchs, L. S., & van den Broek, P. (2003). Sources of individual differences in reading comprehension and reading fluency. *Journal of Educational Psychology, 13*(4), 719-729.
- Joshi, R. M., Binks, E., Hougen, M., Ocker-Dean, E., Graham, L., & Smith, D. (2009). Teachers' knowledge of basic linguistic skills: Where does it come from? In S. Rosenfield & V. Berninger (Eds.), *Handbook on implementing evidence based academic interventions* (pp. 851-877). New York: Oxford University Press.
- Klassen, R. M., & Chiu, M. M. (2010). Effects on teachers' self-efficacy and job satisfaction: Teacher gender, years of experience, and job stress. *Journal of Educational Psychology, 102*(3), 741-756. doi: 10.1037/a0019237
- Krajc, M., & Ortmann, A. (2008). Are the unskilled really that unaware? An alternative explanation. *Journal of Economic Psychology, 29*(5), 724-738. doi: 10.1016/j.joep.2007.12.006
- Krajc, M., Ortmann, A., & Ryvkin, D. (2009). *How to undo biased self-assessments*. Retrieved from https://iweb.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCVIII_85_paper_01.pdf
- Kruger, J., & Dunning, D. (1999). Unskilled and unaware of it: How difficulties in recognizing one's own incompetence lead to inflated self-assessment. *Journal of Personality and Social Psychology, 77*, 1121-1134.
- Kruger, J., & Dunning, D. (2002). Unskilled and unaware - But why? A reply to Krueger and Mueller. *Journal of Personality and Social Psychology, 82*, 189-192.
- Lewis, A., & Smith, D. (1993). Defining higher order thinking. *Theory into Practice, 32*(3), 131-137.
- Lopes, J. A. (2010). *Conceptualização, avaliação e intervenção nas dificuldades de aprendizagem: A sofisticada arquitectura de um equívoco*. Braga: Psiquilíbrios.
- Lopes, J. (2012). Biologising reading problems: the specific case of dyslexia. *Contemporary Social Science, 7*(2), 215-229. doi: 10.1080/21582041.2012.692098
- McCutchen, D., Harry, D. R., Cox, S., Sidman, S., Covill, A. E., & Cunningham, A. E., (2002). Reading teachers' knowledge of children's literature and English phonology. *Annals of Dyslexia, 52*(1), 205-228. doi: 10.1007/s11881-002-0013-x
- Moats, L. (2009). Knowledge foundations for teaching reading and spelling. *Reading and Writing, 22*(4), 379-399. doi: 10.1007/s11145-009-9162-1
- Moats, L., Carreker, S., Davis, R., Meisel, P., Spear-Swerling, L., & Wilson, B. (2010). *Knowledge and practice standards for teachers of reading*. Baltimore: IDA.
- Nimon, K. (2010). Regression commo-nality analysis: Demonstration of an SPSS Solution. *Multiple Linear Regression Viewpoints, 36*(1), 10-17.
- NRP (2000). *Teaching children to read: An evidence-based assessment of the scientific research literature on reading and its implications for reading instruction*. Washington, DC: National Institute of Child Health and Human Development.
- OECD (2009). *Creating effective teaching and learning environments: First results from the OECD Teaching and Learning International Survey (TALIS)*. Paris: OECD.
- Seymour, P. H. K., Aro, M., Erskine, J. M., Wimmer, H., Leybaert, J., Elbro, C., ... Olofsson, Å. (2003). Foundation literacy acquisition in Euro-

- pean orthographies. *British Journal of Psychology*, 94(2), 143-174.
- Spear-Swerling, L. (2007). The research-practice divide in beginning reading. *Theory into Practice*, 46(4), 301-308. doi: 10.1080/00405840701593881
- Spear-Swerling, L., Brucker, P. O., & Alfano, M. P. (2005). Teachers' literacy-related knowledge and self-perceptions in relation to preparation and experience. *Annals of Dyslexia*, 55(2), 266-296. doi: 10.1007/s11881-005-0014-7
- Spear-Swerling, L., & Cheesman, E. (2012). Teachers' knowledge base for implementing response-to-intervention models in reading. *Reading and Writing*, 25(7), 1691-1723. doi: 10.1007/s11145-011-9338-3
- Sternberg, R. J. (1986). *Critical thinking: Its nature, measurement, and improvement*. Washington, DC: National Institute of Education.
- Sucena, A., Castro, S. L., & Seymour, P. (2009). Developmental dyslexia in an orthography of intermediate depth: The case of European Portuguese. *Reading and Writing*, 22(7), 791-810. doi: 10.1007/s11145-008-9156-4
- Washburn, E. K., Joshi, R. M., & Binks-Cantrell, E. S. (2011). Are preservice teachers prepared to teach struggling readers? *Annals of Dyslexia*, 61(1), 21-43. doi: 10.1007/s11881-010-0040-y
- Walsh, K., Glaser, D., & Dunne-Wilcox, D. (2006). *What elementary teachers don't know about reading and what teacher preparation programs aren't teaching*. Washington, DC: National Council for Teacher Quality.
- Willingham, D. T. (2007). Critical thinking: Why is it so hard to teach? *American Educator*, 31(2), 8-19.

João Lopes, Ph.D., é professor na Escola de Psicologia da Universidade do Minho. Os seus interesses de investigação centram-se nas áreas das dificuldades de aprendizagem, instrução da leitura, problemas de comportamento em sala de aula e gestão de sala de aula. Publicou mais de uma dezena de livros nesta área (e.g. «Problemas de comportamento, problemas de aprendizagem e problemas de ensinagem», 2009).

Louise Spear-Swerling, Ph.D., é professora de Educação Especial na Southern Connecticut State University, em New Haven CT, USA. Há décadas que ensina professores na área da leitura. Os seus interesses de investigação incluem a aquisição da literacia, dificuldades de aprendizagem da leitura e formação de professores. Publicou numerosos artigos em revistas da especialidade, bem como capítulos de livros e livros, incluindo «Off Track: When Poor Readers Become «Learning Disabled» (com Robert Sternberg).

Célia Oliveira é estudante de doutoramento em Psicologia Experimental na Universidade do Minho. Possui o grau de Mestrado em Psicologia Clínica, com uma tese no âmbito da Memória Operatória em crianças com Desordem de Hiperactividade e Défice de Atenção (DHDA). A sua prática profissional na Psicologia Escolar centra-se nos problemas de desenvolvimento e de aprendizagem de crianças em idade escolar. Actualmente lecciona Psicologia na Universidade Lusófona do Porto.

Maria Gabriela Velasquez, Ph.D. em Psicologia da Educação, é actualmente professora do 1.º ciclo do Ensino Básico. Possui uma vasta experiência na formação de professores (professores do ensino pré-escolar e primário) e no desenvolvimento profissional dos professores do ensino regular e especial. Os seus interesses de investigação incluem as áreas de instrução da leitura e as dificuldades de leitura. É co-autora de vários livros sobre estas temáticas e integra o Centro de Investigação em Psicologia da Universidade do Minho.

Jamie Zibulsky, Ph.D., é professora de Psicologia na Fairleigh Dickinson University. Enquanto psicóloga escolar, tem-se focalizado na colaboração entre professores e pais, para a aprendizagem da leitura das crianças. Os seus interesses de investigação actuais centram-se na interacção entre competências de leitura precoces e desenvolvimento comportamental, bem como no desenvolvimento e formação profissional de professores na área da literacia.

Received date: 12-04-2013

Review date: 09-06-2013

Accepted date: 07-07-2013

