

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/265420617>

# Adaptation and Validation of the Reading Strategy Use Scale for the Portuguese Population

Article in *Revista Iberoamericana de Diagnostico y Evaluacion Psicologica* · January 2015

CITATION

1

READS

163

8 authors, including:



**Iolanda Ribeiro**

University of Minho

58 PUBLICATIONS 266 CITATIONS

SEE PROFILE



**Olga Dias**

22 PUBLICATIONS 31 CITATIONS

SEE PROFILE



**Íris M. Oliveira**

Universidade Católica Portuguesa - Centro Regional de Braga

53 PUBLICATIONS 65 CITATIONS

SEE PROFILE



**Gabriela Ferreira**

University of Minho, School of Psychology, Psychology Research Centre

31 PUBLICATIONS 115 CITATIONS

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



CAREER DEVELOPMENT AND COUNSELING [View project](#)



Cognitive Interview and Recall Strategies: Retrieval based on Category Clustering Recall [View project](#)

# Adaptação e Validação da Escala Reading Strategy Use para a População Portuguesa

## Adaptation and Validation of the Reading Strategy Use Scale for the Portuguese Population

Iolanda Ribeiro<sup>1</sup>, Olga Dias<sup>1</sup>, Íris M. Oliveira<sup>1</sup>, Paula Miranda<sup>2</sup>, Gabriela Ferreira<sup>3</sup>, Magda Saraiva<sup>1</sup>, Rui Paulo<sup>1</sup>, e Irene Cadime<sup>1</sup>

### Resumo

O objetivo deste estudo foi adaptar e validar uma escala de avaliação de estratégias de leitura para a população Portuguesa. A Reading Strategy Use (RSU) é uma medida de avaliação de estratégias cognitivas e metacognitivas, com 22 itens. A amostra foi constituída por 428 alunos do quinto e sexto ano de escolaridade. Estudou-se a estrutura da escala com recurso à análise fatorial confirmatória, testando-se o ajustamento de modelos de dois e de um fator. Obtiveram-se melhores indicadores de ajustamento para o modelo unifatorial. O valor do alfa de Cronbach foi de .85. Os resultados na RSU apresentaram correlações significativas com o desempenho escolar em Língua Portuguesa. Verificaram-se diferenças estatisticamente significativas entre os participantes do sexo feminino e masculino, com as raparigas a obterem resultados superiores. Estes resultados fornecem evidência de validade e fidelidade para a escala. São discutidas implicações dos resultados, limitações e questões a abordar em investigações futuras.

**Palavras-chave:** estratégias de leitura, estratégias cognitivas e metacognitivas, avaliação, validade, fidelidade

### Abstract

The main goal of this research was to adapt and validate a scale of reading strategies assessment for the Portuguese population. The Reading Strategy Use (RSU) is a measure of cognitive and metacognitive strategies, consisting of 22 items. The sample was composed of 428 students. The factor structure of the scale was investigated by means of confirmatory factor analysis. The fit of two factor and one factor models was tested. The results supported a one factor structure. Cronbach's alpha value was .85. The reading strategies exhibited statistically significant correlations with academic achievement in the Portuguese Language. Statistically significant differences between the female and the male participants in the RSU results were observed, with girls achieving higher scores. These results provide evidence of validity and reliability for the Portuguese version of the RSU. The implications of the results, limitations and issues to be approached in future investigations are discussed.

**Keywords:** reading strategies, cognitive and metacognitive strategies, assessment, validity, reliability

<sup>1</sup> Universidade do Minho, Campus de Gualtar, 4710-057 Braga, Portugal, 253604100. E-mail: iolanda@psi.uminho.pt

<sup>2</sup> APCB - Associação de Paralisia Cerebral de Braga, Portugal

<sup>3</sup> Unidade de Psico-Oncologia, Pólo de Braga da Liga Portuguesa Contra o Cancro - Núcleo Regional do Norte, Braga, Portugal

## Introdução

Em 2002 o *Reading Study Group* definiu compreensão da leitura como “o processo de simultaneamente extrair e construir significado através da interação e envolvimento com a linguagem escrita” (p. 11). Mais recentemente, Meneghetti, Carreti e Beni (2006) definiram a compreensão da leitura como um processo cognitivo no qual o indivíduo combina a informação lida com conhecimentos previamente adquiridos. Ambas as definições têm implícita a ideia de que a compreensão da leitura implica a construção de sentido por parte do leitor, integrando as pistas e informação disponíveis no texto com os seus conhecimentos prévios (Kintsch & Rawson, 2005; Smith, 2003; Wetzels, Kest, & Merriënboer, 2011).

O leitor que procura assegurar a coerência das representações cognitivas construídas acerca do texto que está a ler deve ser capaz de monitorizar a leitura (Piacente, 2012). A monitorização permite ao leitor identificar quando não está a compreender uma secção de texto e tomar as decisões necessárias para superar essa dificuldade, mobilizando estratégias de leitura adequadas (Perfetti, Landi, & Oakhill, 2005). As estratégias de leitura consistem em comportamentos ou pensamentos intencionalmente ativados pelo indivíduo para compreender e atribuir significado a um texto e implicam o controlo do esforço para descodificar grafemas, compreender palavras e atribuir sentido ao texto (Afflerbach, Pearson, & Paris, 2008; Urlaub, 2012). As estratégias de leitura são adaptadas ao tipo de texto apresentado ao leitor e aos objetivos que este define para a leitura (Duke & Pearson, 2002; Kopke, 1997). São exemplos de estratégias de leitura: parafrasear, questionar, identificar as ideias principais, efetuar o *scanning* da informação textual, analisar as imagens e os títulos, prever conteúdos a partir do contexto, ativar o conhecimento prévio, resumir, repetir palavras e frases, sublinhar palavras e frases chaves, sublinhar palavras desconhecidas, tomar notas e consultar o dicionário (Ahmadi & Ismail, 2012; Cantalice & Oliveira, 2009; Cantrell, Almasi, Carter, Rintamaa, & Madden, 2010; Carvalho & Joly, 2008; Griva, Ale-vriadou, & Semoglou, 2012; Ribeiro et al., 2010).

Alguns autores subdividem as estratégias de leitura em estratégias cognitivas e metacognitivas

(Ahmadi & Ismail, 2012). As estratégias cognitivas incluem a construção de significado a partir da integração de nova informação em esquemas de conhecimento já existentes, permitindo ao leitor adquirir, recuperar e compreender o material lido (Joly, Santos, & Marini, 2006; Kopke, 1997). As estratégias metacognitivas referem-se ao conhecimento e autorregulação dos processos cognitivos, bem como à avaliação do nível de compreensão do texto (Joly et al., 2006; Jou & Sperb, 2006). Estas permitem ao leitor planear a atividade de leitura, monitorizar e adequar a sua atividade cognitiva enquanto lê, analisar a eficácia das estratégias utilizadas e refletir acerca do sentido do texto (Griva et al., 2012). As estratégias cognitivas e metacognitivas podem ser ativadas antes, durante e após a leitura de um texto (Duke & Pearson, 2002).

A relação entre as estratégias cognitivas e metacognitivas na leitura é complexa, reconhecendo-se que apesar de poderem ser definidas de modo independente, estão intimamente relacionadas (Dhanapala, 2010). Ao ler, o indivíduo deverá ser capaz de identificar dificuldades na construção de significados e na compreensão do texto, pois este reconhecimento indica que são ativadas estratégias metacognitivas. Nestas circunstâncias, e para lidar com a dificuldade identificada, é necessária a mobilização de estratégias cognitivas, tais como reler ou procurar o significado de uma palavra. Por sua vez, as estratégias metacognitivas devem ser novamente ativadas de modo a avaliar se as estratégias cognitivas usadas contribuíram para superar as dificuldades identificadas previamente (Cantrell et al., 2010).

A investigação mostra que diferenças ao nível das estratégias de leitura contribuem para explicar o desempenho de leitores proficientes e menos proficientes na leitura (Carvalho & Joly, 2008; Duke & Pearson, 2002; Mokthari & Reichard, 2002; Spörer, Brunstein, & Kieschke, 2007). Os leitores proficientes planificam a sua leitura, utilizam adequadamente diversas estratégias de leitura e monitorizam o sentido e compreensão do texto (Jacobs & Paris, 1987). Em contrapartida, os leitores menos proficientes apresentam estratégias de leitura pouco desenvolvidas e dificuldades na monitorização da compreensão da leitura (García, Jiménez, & Pearson, 1996). Esta dificuldade na mobilização e aplicação de estratégias de leitura

é particularmente notória num grupo de leitores usualmente designados como “*poor readers*”. Estes, apesar de não demonstrarem dificuldades na descodificação, apresentam um problema global de compreensão, uma vez que revelam fracos resultados em provas de compreensão de linguagem oral, escassa aplicação de estratégias metacognitivas na leitura e dificuldades de monitorização da memória, da compreensão e de outras tarefas cognitivas (Ahmadi & Ismail, 2012; Meneghetti et al., 2006; Mokhtari & Reichard, 2002; Nation, 2005).

Dados da investigação sugerem ainda que a utilização de estratégias de leitura varia em função da idade, do ano escolar e do sexo. Leitores mais velhos e em anos escolares mais avançados utilizam mais estratégias de leitura e fazem-no de uma forma mais eficaz do que leitores mais novos (Carvalho & Joly, 2008). Estudos conduzidos com amostras do ensino básico e superior apontam ainda que as raparigas mobilizam mais frequentemente e com maior eficácia estratégias cognitivas e metacognitivas do que os rapazes, durante e após a leitura (Carvalho & Joly, 2008; Griva et al., 2012; Marini & Joly, 2008; Martínez, 2008). Estes resultados são congruentes com os obtidos noutros estudos que apontam que as raparigas têm um desempenho escolar superior ao dos rapazes (e.g., Siqueira & Wechsler, 2004). A investigação reforça também relações positivas entre as estratégias de leitura, o rendimento académico e a autoeficácia na leitura (Marini & Joly, 2008; Tunmer & Chapman, 2002).

A avaliação das estratégias de leitura revela-se central para a investigação e para a prática em contexto escolar. Na investigação são requeridas provas que avaliem as estratégias de leitura, de modo a clarificá-las e a aprofundar a relação que apresentam com a compreensão da leitura (Carrel, Gajdusek, & Wise, 1998; Israel, 2007). Na prática, a avaliação das estratégias de leitura pode facultar informações importantes para explicar as dificuldades na compreensão da leitura apresentadas pelos alunos e para estimular a instrução explícita e a modelação de estratégias de leitura (Duffy, 2009; Martínez, 2008).

A *Reading Strategy Use* (RSU), elaborada por Pereira-Laird e Deane (1997), é uma medida de autorrelato particularmente útil para esta avaliação. Ao incluir 22 itens, a RSU requer um tempo reduzido de aplicação e fornece informa-

ção sobre estratégias cognitivas e metacognitivas utilizadas pelos alunos antes, durante e após a leitura de textos. Resultados da análise fatorial confirmatória na versão original da RSU forneceram evidência para uma estrutura de dois fatores, com coeficientes de consistência interna superiores a .70. As estratégias cognitivas e metacognitivas mostraram-se também positivamente correlacionadas com o rendimento académico na língua materna, o esforço e a autoeficácia.

O presente estudo teve por objetivo realizar a adaptação e validação da RSU para a população portuguesa, avaliando as suas propriedades psicométricas. Deste modo, foram considerados os seguintes objetivos específicos: (1) testar a estrutura fatorial da RSU, de acordo com o modelo original proposto por Pereira-Laird e Deane (1997); (2) analisar a fidelidade da escala, através do cálculo da consistência interna dos itens; (3) investigar a associação entre as estratégias de leitura e o desempenho escolar na matéria de Língua Portuguesa; e (4) examinar diferenças na utilização de estratégias de leitura em função do sexo.

## Método

### Participantes

Participaram neste estudo 428 alunos do 2.º ciclo do ensino básico, sendo 219 do 5.º ano (51.2%) e 209 do 6.º ano (48.8%) de escolaridade. Os participantes encontravam-se distribuídos de modo equitativo em função do sexo: 45.4% eram do sexo feminino e 54.6% do sexo masculino. A média de idades era de 11.09 anos ( $DP = 0.92$ ), variando entre os 11 e os 15 anos de idade. Todos os alunos frequentavam escolas do ensino público da região norte de Portugal.

### Medidas

A *Reading Strategy Use* (RSU) (Pereira-Laird & Deane, 1997) é um instrumento constituído por 22 itens que mede a percepção dos estudantes relativamente à utilização de estratégias de leitura em textos narrativos e expositivos. Os itens apresentam-se divididos em duas subescalas: escala de estratégias cognitivas (10 itens) e escala de estratégias metacognitivas (12 itens). Cada item é constituído por uma afirmação que representa uma estratégia de leitura, devendo os alunos assinalar

a frequência da utilização da mesma numa escala *Likert* que varia entre 1 (nunca) a 7 (sempre).

A tradução do questionário da língua original – inglês – para o português europeu foi efetuada num estudo anterior, no qual se adotaram as diretrizes propostas pela *International Test Commission* para a tradução e adaptação de testes, enunciadas por Muñiz, Elosua e Hambleton (2013). Tendo por base estas diretrizes, a tradução e adaptação foi efetuada de acordo com os seguintes passos:

(a) Autorização – foi solicitada aos autores do questionário a autorização para a sua tradução e adaptação para o português europeu;

(b) Tradução – profissionais com conhecimentos em psicologia realizaram a tradução do instrumento da língua inglesa para o português europeu;

(c) Retroversão – partindo da produção que resultou da fase anterior, foi efetuada a retroversão desta para língua inglesa por uma profissional doutorada em psicologia escolar e da educação, com conhecimentos de língua inglesa e sem qualquer conhecimento prévio do instrumento. A tradução e a retroversão foram comparadas com a formulação original do instrumento para identificar possíveis discrepâncias entre os mesmos, tendo desta comparação resultado a primeira versão do instrumento em português;

(d) Estudo piloto - a primeira versão da RSU foi respondida por 430 alunos do 2.º ciclo com idades compreendidas entre os 9 e 14 anos ( $M = 10.97$ ;  $DP = 0.89$ ), sendo que 241 (56%) eram do sexo masculino e 189 (44%) do sexo feminino. Os resultados da análise fatorial exploratória sugeriram uma estrutura de dois fatores que, em conjunto, explicaram 41.7% da variância total dos resultados. O alfa de Cronbach foi de .83 para a subescala de estratégias metacognitivas e .70 para a subescala de estratégias cognitivas. O valor médio de poder discriminativo dos itens que compõem a subescala de cognição foi de .41 e de .50 para os itens da subescala metacognitiva. Foram obtidas correlações estatisticamente significativas entre as subescalas da RSU e o rendimento na leitura, o vocabulário e o conhecimento metacognitivo na leitura. Verificaram-se ainda correlações estatisticamente significativas entre a RSU e as notas escolares dos alunos, com valores mais elevados na subescala metacognitiva. Deste processo resultou a versão final do instrumento que é utilizada no presente estudo.

Para estudar a validade da RSU, recolheram-se as classificações finais obtidas pelos alunos na disciplina de Língua Portuguesa no final do primeiro período do ano escolar que frequentavam. Foram também colectados os resultados na Prova Final de Ciclo (2.º Ciclo do Ensino Básico) de 2011/2012 dos alunos que frequentavam o 6.º ano de escolaridade.

As classificações dos alunos no final do primeiro período escolar foram fornecidas pelos professores de Língua Portuguesa de cada turma. Estas classificações são elaboradas pelos professores de cada área disciplinar, tendo por base o rendimento académico de cada aluno ao longo do ano escolar, e são expressas numa escala que varia entre 1 (Não satisfaz) e 5 (Excelente).

Em Portugal, a Prova Final de Língua Portuguesa do 2.º Ciclo do Ensino Básico é realizada a nível nacional e é de carácter obrigatório para todos os alunos que finalizam o 6.º ano de escolaridade. A prova é elaborada anualmente por uma equipa de professores independentes contratados pelo Ministério da Educação Português e tem como objetivo avaliar três grandes áreas de competências: a leitura, a expressão escrita e o conhecimento explícito da língua. A leitura é avaliada através de itens que obrigam a uma apropriação do sentido global de um texto, explicitação das relações representadas no texto e interpretação de sentidos implícitos. A avaliação do conhecimento explícito da língua incide na identificação e utilização de estruturas gramaticais presentes nos itens. Por último, no que respeita à expressão escrita, é avaliada a mestria de técnicas instrumentais de escrita. Os itens do domínio de leitura possuem um formato variado, podendo ser apresentadas perguntas com resposta de escolha múltipla, itens de verdadeiro e falso, tarefas de ordenação, perguntas de resposta aberta, entre outros. A realização da prova tem a duração máxima de 90 minutos. As provas são corrigidas em regime de anonimato, de acordo com critérios de codificação estipulada pela equipa responsável, e os seus resultados são posteriormente devolvidos às escolas. As classificações na prova são expressas numa escala ordinal de cinco pontos que varia entre 1 (*Não satisfaz*) e 5 (*Muito bom*). Dado que as provas apenas são realizadas no final do 6.º ano de escolaridade não foram obtidos dados para os alunos do 5.º ano.



## Procedimento

A administração da RSU foi realizada por professores com experiência neste tipo de colaboração em investigação, assegurando a participação voluntária e a confidencialidade das respostas dadas pelos participantes. A escala foi preenchida pelos participantes em sala de aula, tendo cada participante demorado entre 15 a 20 minutos a efetuar este preenchimento.

## Análises estatísticas

Numa primeira fase realizou-se uma análise fatorial confirmatória, utilizando o programa AMOS (versão 20.0) para Windows. Recorreu-se ao estimador de máxima verossimilhança (*Maximum Likelihood*). Este é um estimador adequado para variáveis endógenas contínuas e com distribuição normal (Kline, 2011), pressupostos confirmados antes da realização da análise. Para avaliar o ajustamento global do modelo consideraram-se os seguintes índices: *Chi-square* ( $\chi^2$ ), *Goodness of Fit Index* (GFI), *Adjusted Goodness of Fit Index* (AGFI), *Comparative Fit Index* (CFI) e o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). O qui-quadrado ( $\chi^2$ ) deve assumir valores de  $p$  não significativos, i.e. superiores a .05, de forma a indicar um bom ajustamento do modelo. No entanto, este índice é muito sensível ao tamanho da amostra, sendo que amostras de grande dimensão conduzem a um aumento do valor de qui-quadrado e consequentemente a valores de  $p$  estatisticamente significativos (Byrne, 2011). A fim de reduzir esta sensibilidade do teste ao tamanho da amostra é frequente a aplicação de uma transformação do valor do teste, dividindo-o pelos graus de liberdade (Kline, 2011). Embora não exista um consenso sobre os valores considerados aceitáveis, valores inferiores a 3.00 são geralmente considerados indicadores de um ajustamento aceitável e inferiores a 2.00 indicadores de um bom ajustamento (Blunch, 2008; Kline, 2011). Os índices GFI, AGFI e CFI assumem valores entre 0 e 1, aceitando-se como adequados valores superiores a .90 (Bentler, 1992, Jöreskog & Sörbom, 1993). Finalmente, o valor do RMSEA não deverá ser superior a .08 (Jöreskog & Sörbom, 1989), com valores abaixo de .06 a indicarem um bom ajustamento (Hu & Bentler, 1999).

Além dos indicadores globais, foram igualmente considerados os indicadores locais de

ajustamento. A avaliação do ajustamento local do modelo foi efetuada a partir da análise da magnitude das saturações fatoriais e da significância dos valores de  $t$  (Byrne, 2011).

Depois de analisada a estrutura fatorial da escala, estudou-se a consistência interna dos itens através do cálculo do alfa de Cronbach. Para verificar a relação entre os resultados na RSU e os critérios externos calcularam-se coeficientes de correlação de *Spearman*, dado que tanto os resultados na Prova Final de Ciclo como no final do período escolar em Língua Portuguesa são expressos numa escala ordinal de 5 pontos. Para testar a existência de diferenças entre os alunos do sexo feminino e masculino a nível dos resultados na RSU, calculou-se um teste  $t$  para amostras independentes. Ambas as análises foram realizadas com recurso ao *IBM SPSS Statistics 20*.

## Resultados

### Evidência de Validade de Construto e Consistência Interna

Pereira-Laird e Deane (1997) testaram três modelos de estrutura fatorial da RSU. Num primeiro modelo foi hipotetizado que os 12 itens que compõem a subescala de estratégias metacognitivas saturariam num fator de “utilização de estratégias metacognitivas” e os 10 itens da subescala de estratégias cognitivas saturariam num segundo fator denominado “utilização de estratégias cognitivas” (Pereira-Laird & Deane, 1997). Assim, estes autores partiram do pressuposto teórico da existência de dois fatores independentes: uma dimensão de estratégias cognitivas e uma dimensão de estratégias metacognitivas. No presente estudo, foi testado o mesmo modelo teórico (modelo 1), cujos resultados são apresentados no Quadro 1.

Os indicadores de ajustamento do modelo 1 foram pouco satisfatórios. O valor de qui-quadrado foi elevado e estatisticamente significativo,  $\chi^2(209) = 974.74$ ,  $p < .001$ , e a razão do valor de qui-quadrado sobre o número de graus de liberdade foi superior ao valor de referência de 3.00. Os valores de GFI, AGFI e CFI obtidos foram bastante inferiores ao valor recomendado de .90 e o RMSEA superior a .08. Note-se que o mesmo modelo obteve também índices pouco satisfatórios no estudo de Pereira-Laird e Deane (1997) (cf. Quadro 1).

Num segundo modelo, Pereira-Laird e Deane (1997) testaram novamente uma estrutura de dois fatores, mas permitindo a estimação de 19 erros correlacionados entre os itens das duas subescalas. A opção por incluir erros correlacionados entre os itens das duas subescalas deveu-se ao facto de a teoria e os resultados da investigação sugerirem que a utilização de estratégias cognitivas pode não ter efeitos no desempenho sem o uso simultâneo de estratégias metacognitivas (Pereira-Laird & Deane, 1997). No nosso estudo, os índices de modificação obtidos na análise do modelo 1 sugeriram também uma significativa melhoria do ajustamento do modelo, com a inclusão da estimação livre das covariâncias entre 19 erros. Tendo em conta a opção dos autores da escala original e os índices de modificação obtidos na análise do modelo 1, testou-se o ajustamento de um segundo modelo constituído por uma estrutura de dois fatores com 19 erros correlacionados (modelo 2).

giu no modelo 2 o valor mínimo aceitável de .08.

Num terceiro modelo, Pereira-Laird e Deane (1997) testaram o ajustamento de uma estrutura unidimensional aos dados, uma vez que a correlação entre os dois fatores era elevada ( $r = .71$ ). Na presente investigação, o coeficiente de correlação entre o fator de estratégias cognitivas e o de estratégias metacognitivas foi de .77, o que sugere que todos os itens poderão saturar num fator comum de estratégias de leitura. Por conseguinte, testou-se igualmente o ajustamento de um modelo unifatorial (modelo 3). Observando os indicadores de ajustamento global do modelo 3, verificou-se que o rácio  $\chi^2/gl$  foi bastante inferior ao obtido quer para o modelo 1, quer para o modelo 2 (cf. Quadro 1). Note-se que o rácio para o modelo 3 foi inferior ao valor recomendado de 3.00. Os valores dos índices GFI e AGFI foram mais elevados do que os obtidos para o modelo 1 e semelhantes aos obtidos para o modelo 2, embora não tenham superado o valor mínimo recomendado de .90. O índice CFI foi

Quadro 1

Índices de ajustamento dos modelos fatoriais da RSU

Estrutura fatorial	$\chi^2$	gl	p	$\chi^2/gl$	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
Modelo 1 (Versão original)	367.86	208	<.001	1.77*	.81	.77	.79	**
Modelo 1 (Versão PT)	974.74	209	<.001	4.66	.84	.81	.63	.09
Modelo 2 (Versão original)	205.34	189	.20	1.09*	.89	.85	.98	**
Modelo 2 (Versão PT)	709.37	190	<.001	3.73	.89	.86	.75	.08
Modelo 3 (Versão original)	243.93	189	.01	1.29*	.86	.82	.93	**
Modelo 3 (Versão PT)	568.56	209	<.001	2.72	.88	.85	.83	.06

Nota. Modelo 1: dois fatores; Modelo 2: dois fatores com 19 erros correlacionados; Modelo 3: um fator.

Resultados da versão original reportados por Pereira-Laird e Deane (1997).

\*Rácio calculado pelos autores do presente estudo; \*\*Valor não reportado por Pereira-Laird e Deane (1997).

À semelhança dos resultados obtidos no estudo de Pereira-Laird e Deane (1997), na presente pesquisa observou-se uma melhoria no ajuste global do modelo 2, comparativamente com o modelo 1 (cf. Quadro 1). O valor de qui-quadrado diminuiu de 974.74 para 709.37, bem como o valor do rácio  $\chi^2/gl$  que diminuiu de 4.66 para 3.73. Todavia, o valor de qui-quadrado continuou sendo estatisticamente significativo e o valor da razão  $\chi^2/gl$  continuou a superar o valor de referência de 3.00. Os valores de GFI, AGFI e CFI foram mais elevados no modelo 2 do que no modelo 1. O RMSEA atin-

superior no modelo 3, comparativamente com os dois modelos anteriores. O valor de RMSEA obtido para o modelo 3 foi o mais baixo dos encontrados para os três modelos (cf. Quadro 1), atingindo o valor recomendado de .06 (Hu & Bentler, 1999).

Observando os indicadores de ajustamento para os três modelos testados neste estudo, verifica-se que o modelo 1 é o que apresentou piores indicadores, considerando todos os índices analisados. Os melhores indicadores de ajustamento foram obtidos para o modelo 3, verificando-se que o rácio  $\chi^2/gl$  e o valor de RMSEA se situa-

ram abaixo dos valores recomendados na literatura (Blunch, 2008; Jöreskog & Sörbom, 1989; Kline, 2011). Os indicadores GFI, AGFI e CFI do modelo 3 foram semelhantes ou superiores aos observados para o modelo 2. Estes resultados sugerem que a solução unidimensional é a que melhor se ajusta aos dados, com os 22 itens a integrarem um fator único de estratégias de leitura.

Tendo em conta o modelo mais ajustado (modelo 3), apresentam-se no Quadro 2 os valores de ajustamento local para o modelo de um fator. Os valores de  $t$  foram superiores a  $|1.96|$  e, consequentemente, estatisticamente significativos para a maioria dos itens. A exceção foi o item 16, para o qual foi obtida uma solução fatorial próxima de

entre .15 e .65 (cf. Quadro 2). Apenas as saturações fatoriais dos itens 14, 16 e 17 não superaram o valor mínimo de .32, podendo ser classificadas como fracas (Comrey & Lee, 1992). Todas as saturações restantes foram superiores a .32, podendo ser consideradas boas (Comrey & Lee, 1992).

Em termos de consistência interna dos itens, o valor de alfa de Cronbach para o fator foi de .85.

### Correlação com critérios externos

A fim de analisar evidência de validade para as subescalas de estratégias cognitivas e meta-cognitivas estudou-se a associação destas com critérios externos de desempenho em Língua Portuguesa. Verificou-se uma correlação estatística

Quadro 2

Saturações fatoriais dos itens da RSU

Descrição do item	ST	EP	$t$	$p$
1. Antes de ler uma passagem do texto, faço uma leitura rápida para ficar com uma ideia global. (M)	.39	.09	7.33	<.001
2. Aprendo novas palavras, relacionando-as com palavras que já conheço. (C)	.52	.16	6.72	<.001
3. Quando um capítulo do meu livro é difícil de entender, leio mais devagar. (M)	.37	.14	5.64	<.001
4. Faço um esquema do que estou a ler. (C)	.49	.18	6.54	<.001
5. Quando leio, consigo decidir que informações são mais ou menos importantes. (M)	.54	.17	6.83	<.001
6. Quando estou a ler, às vezes paro para rever o que já li. (M)	.42	.19	6.03	<.001
7. Para me ajudar a perceber o que li, digo o texto pelas minhas próprias palavras. (C)	.48	.20	6.50	<.001
8. Identifico se um texto é ou não difícil e, em função disso, ajusto a minha velocidade de leitura. (M)	.34	.17	5.32	<.001
9. Durante a leitura, decoro palavras e conceitos difíceis, apesar de não os compreender. (C)	.45	.17	6.28	<.001
10. Aprendo novas palavras, imaginando uma situação em que elas ocorrem. (C)	.56	.19	6.93	<.001
11. Às vezes paro a leitura e faço perguntas a mim mesmo para avaliar até que ponto entendo o que estou a ler. (M)	.61	.24	7.17	<.001
12. Depois de ler algo, sento-me e fico a pensar no que li para ver se percebi. (M)	.60	.21	7.12	<.001
13. Quando me perco a ler, regresso ao ponto onde comecei a ter problemas. (M)	.38	.17	5.71	<.001
14. Quando leio frases que não compreendo desisto da sua leitura. (C)	.25	.12	4.29	<.001
15. Quando leio, formo imagens mentais daquilo que estou a tentar compreender. (C)	.51	.20	6.67	<.001
16. À medida que leio um texto, começo a ter dificuldades em compreender o que estou a ler. (M)	.07	.13	1.33	.184
17. Quando não compreendo uma palavra num texto, passo-a à frente e prossigo com a leitura. (C)	.15	.16	2.80	.005
18. Ao ler algo, tento ligar o que leio àquilo que já sei. (C)	.62	.22	7.23	<.001
19. Leio de forma crítica e reflexiva, ou seja, enquanto leio algo, avalio o que estou a ler. (M)	.65	.23	7.33	<.001
20. Quando estou a ler, sublinho as ideias principais. (C)	.51	.21	6.68	<.001
21. Quando estou a ler e me apercebo de que não entendi bem alguma coisa, releio para tentar compreender. (M)	.59	.19	7.11	<.001
22. Enquanto leio, verifico se estou a entender o significado da história, perguntando a mim próprio se as minhas ideias encaixam com a restante informação da história. (M)	.64	.22	7.33	<.001

Nota. M – Estratégia Metacognitiva; C – Estratégia Cognitiva; ST – Saturações fatoriais; EP – Erro-padrão.

zero (.07), sendo o valor de  $t$  não significativo. As saturações fatoriais dos restantes itens variaram

estatisticamente significativa entre as notas na disciplina de Língua Portuguesa e os resultados na RSU,



$r_s = .35$ ,  $p < .001$ . Do mesmo modo, constatou-se que os resultados na RSU estão significativamente associados às classificações obtidas pelos alunos do 6.º ano de escolaridade na Prova Final de Ciclo de Língua Portuguesa,  $r_s = .29$ ,  $p < .05$ .

### Diferenças em função do sexo

Face à existência de resultados da investigação que apontam para uma utilização diferencial de estratégias de leitura nos alunos do sexo feminino e masculino (Liyanage & Bartlett, 2012; Griva *et al.*, 2012), testaram-se as diferenças entre os dois sexos a nível dos resultados obtidos na RSU. Os resultados do teste *t* para amostras independentes indicaram diferenças estatisticamente significativas entre os alunos do sexo masculino e do sexo feminino ao nível da utilização de estratégias de leitura,  $t(418) = -5.625$ ,  $p < .001$ . Em média, os participantes do sexo feminino mencionaram uma maior aplicação de estratégias de leitura ( $M = 109$ ;  $DP = 18.79$ ) do que os do sexo masculino ( $M = 98$ ;  $DP = 18.13$ ).

### Discussão e Conclusões

O objetivo desta investigação foi recolher evidência de validade e estudar a fidelidade da versão portuguesa da RSU (Pereira-Laird & Deane, 1997), uma escala destinada a medir o grau de aplicação de estratégias cognitivas e metacognitivas na leitura.

Como se pode verificar no Quadro 1, o modelo 1, no qual foi testada uma estrutura com dois factores, revelou-se pouco ajustado aos dados tanto na presente investigação, como no estudo da versão inglesa original. O rácio  $\chi^2/gl$  obtido na testagem do modelo 1 para a versão original foi inferior a três o que pode indicar um ajustamento adequado, ao contrário do que se verificou no estudo da versão portuguesa. Todavia, os valores de GFI, AGFI e CFI em ambos os estudos não atingiram os valores de referência mínimos de .90. O valor de RMSEA foi superior a .08, corroborando a indicação de um fraco ajustamento do modelo. No estudo da versão original inglesa, Pereira-Laird e Deane (1997) não calcularam o RMSEA mas optaram por analisar o *Root Mean Square Residual* (RMR) para avaliar a extensão em que o modelo se ajusta ou não aos dados, expressando o grau de erros do modelo. O valor deste índice para o modelo 1 foi de .08, encontrando-se no limiar

do ponto de referência (Hu & Bentler, 1999).

No modelo 2, a inclusão de 19 erros correlacionados na estimação dos parâmetros melhorou substancialmente os indicadores de ajustamento (cf. Quadro 2), tanto no estudo da versão original, como no estudo da versão para a população Portuguesa. Os valores de qui-quadrado e do seu rácio com os graus de liberdade diminuíram, comparativamente com o modelo 1. No estudo da versão inglesa (Pereira-Laird & Deane, 1997), os valores de GFI, AGFI e CFI do modelo 2 aproximaram-se ou superaram o valor de referência de .90 e o RMR foi de .06, indicando um ajustamento adequado. No estudo da versão Portuguesa, os valores dos indicadores GFI, AGFI e CFI foram também mais elevados do que os obtidos para o modelo sem erros correlacionados e o valor do RMSEA assumiu o valor exato do ponto de referência de Jöreskog e Sörbom (1989) que é de .08.

A opção pela inclusão de erros correlacionados deveu-se não só a considerações teóricas sobre a relação entre os dois tipos de estratégias avaliadas, mas também à observação dos índices de modificação sugeridos na análise do modelo 1. No entanto, a inclusão de erros correlacionados nos modelos testados com a AFC tem sido alvo de críticas, não só porque este procedimento força melhorias no ajustamento do modelo, mas sobretudo porque a necessidade da estimação da correlação dos erros significa que a covariância presente nos dados não é suficientemente explicada pelo modelo e como tal este não reflecte o constructo que pretende representar (Schweizer, 2010, 2012). Tal como indica Schweizer (2012), “em muitos casos a necessidade da inclusão de erros correlacionados pode simplesmente significar que o modelo não considera todas as características importantes dos dados” (p. 1). A necessidade da inclusão de um elevado número de erros correlacionados na estimação do modelo 2 nos estudos da RSU sugere uma forte interdependência entre os itens, pelo que é plausível presumir que uma estrutura unidimensional, comum a todos os itens, seja mais adequada para explicar as covariâncias observadas nos dados.

Ainda que Pereira-Laird e Deane (1997) tenham considerado o modelo de dois factores com erros correlacionados o mais ajustado, os resultados do presente estudo evidenciaram que, para a versão portuguesa, o modelo de um fator

apresenta melhores indicadores de bondade de ajustamento comparativamente aos modelos de dois factores, com e sem erros correlacionados. Os indicadores de ajustamento do modelo 3 observados no estudo da versão portuguesa são também mais adequados do que os resultantes do estudo da versão original (Pereira-Laird & Deane, 1997). Os valores de GFI e AGFI são superiores aos obtidos para a versão original inglesa e aproximam-se do valor mínimo recomendado de .90, ainda que não o superem. Apesar de na versão original o valor do rácio  $\chi^2/df$  ser menor do que o obtido para a versão portuguesa, ambos são inferiores a 3.00, indicando um bom ajustamento do modelo. Neste estudo, o valor do RMSEA para o modelo 3 é também ligeiramente mais adequado do que o valor de RMR obtido no estudo de Pereira-Laird e Deane (1997), que foi de .07.

A obtenção de evidência para uma estrutura unifatorial tem implicações teóricas e práticas. Em termos teóricos, este resultado parece apoiar as posições de diferentes autores que defendem que estratégias cognitivas e metacognitivas são altamente interdependentes, sendo difícil isolá-las (Dhanapala, 2010; Veenman, Van Hout-Wolters, & Afflerbach, 2006). A análise dos próprios conceitos de cognição e metacognição permite perceber esta interdependência e conceber a relação entre ambos os tipos de estratégias como circular: sendo a metacognição entendida como a utilização de auto-instruções para regular o desempenho na tarefa, a cognição é o veículo dessas auto-instruções; por sua vez, a cognição é o objecto da metacognição visto que as atividades cognitivas são sujeitas a processos de monitorização e avaliação (Veenman et al., 2006). A distinção entre estratégias cognitivas e metacognitivas de leitura pode, deste modo, ser apenas conceptual e não implicar necessariamente a existência de duas dimensões distintas; antes, os dois tipos de estratégias parecem corresponder à operacionalização de um construto único denominado estratégias de leitura, várias vezes definido sem recorrer à subdivisão estratégias cognitivas/metacognitivas (e.g., Afflerbach et al., 2008).

A própria classificação de cada estratégia como cognitiva ou metacognitiva e a distinção entre ambas parece também não ser uniforme e consensual entre a generalidade dos instrumentos de avaliação de estratégias de leitura. Por exemplo,

no “Metacognitive Awareness of Reading Strategies Inventory” (Mokhtari & Reichard, 2002), um inventário de avaliação da consciência metacognitiva de estratégias de leitura destinado a alunos do 6.º ao 12.º ano de escolaridade, a estratégia “Tento formar uma imagem mental ou visualizar a informação para me lembrar do que leio” [*I try to picture or visualize information to help remember what I read*] é incluída como uma estratégia metacognitiva de resolução de problemas, enquanto na RSU, uma estratégia semelhante – “Quando leio, formo imagens mentais daquilo que estou a tentar compreender” [*When I read, I form pictures in my mind of the things I am trying to understand*] – é entendida como uma estratégia cognitiva de leitura. Também na Escala Metacognitiva de Leitura, desenvolvida por Joly (2005) são incluídas as estratégias “Grifar o texto para destacar as informações que acho importante” e “Fazer um esquema do texto para relacionar as informações importantes”, enquanto na RSU duas estratégias semelhantes – “Quando estou a ler, sublinho as ideias principais” e “Faço um esquema do que estou a ler” – são denominadas de estratégias cognitivas de leitura. Esta discrepância nas classificações pode traduzir a já referida proximidade entre ambos os tipos de estratégias. No caso concreto da leitura, parece haver assim alguma dificuldade em delimitar claramente a fronteira entre estratégias cognitivas e metacognitivas, pelo que ambas devem ser consideradas conjuntamente.

A evidência de unidimensionalidade obtida tem ainda implicações práticas, na medida em que este resultado sugere que a avaliação de estratégias cognitivas e metacognitivas de leitura deve ser sempre feita de modo integrado e não utilizando medidas diferentes para cada um dos tipos de estratégias. No caso concreto da RSU, a análise das pontuações obtidas pelos alunos deve ser feita considerando uma medida global de estratégias de leitura.

No presente estudo, a avaliação do ajustamento local do modelo foi efetuada a partir da análise dos valores de *t*. Estes assumiram valores estatisticamente significativos, indicando uma configuração estrutural hipotetizada adequada, exceto no valor respeitante ao item 16. Para este item o valor de *t* foi não significativo, face à existência de uma saturação fatorial baixa. A análise semântica do item 16 pode esclarecer os resultados obtidos.

Neste é apresentada ao leitor a seguinte afirmação: “À medida que leio um texto, começo a ter dificuldades em compreender o que estou a ler”. Apesar de este item ter sido classificado pelos autores da RSU como avaliando uma estratégia metacognitiva, parece traduzir mais a consciencialização de uma dificuldade de compreensão do que a utilização de uma estratégia metacognitiva, tal como esta é definida conceptualmente (Cantalice & Oliveira, 2009). Outros autores (e.g., Mokhtari & Reichard, 2002) haviam apontado previamente que alguns itens da RSU poderiam não traduzir a explicitação de uma estratégia de leitura. Em estudos futuros, deverá ser ponderada a exclusão do item 16.

Dado que se encontrou evidência de uma estrutura unidimensional, calculou-se um coeficiente único para o alfa de Cronbach, cujo resultado foi de .85. Constata-se, assim, que o valor de consistência interna para os 22 itens da RSU é bastante elevado, sendo um bom indicador da fidelidade da escala.

Os resultados das correlações da prova RSU com critérios externos são consistentes com os dados de outros estudos (Carvalho & Joly, 2008; Pereira-Laird & Deane, 1997), demonstrando uma correlação significativa na utilização de estratégias de leitura com o desempenho escolar em Língua Portuguesa. Identificaram-se diferenças na utilização de estratégias cognitivas e metacognitivas em função do sexo, sendo as diferenças favoráveis aos participantes do sexo feminino. Estes resultados são similares aos obtidos noutros estudos (Carvalho & Joly, 2008; Joly et al., 2006) e fornecem evidência adicional para a validade da prova.

A validação de provas de estratégias de leitura é importante face à escassez de materiais de avaliação deste constructo (Mokhtari & Reichard, 2002). Os dados do presente estudo permitem concluir que os resultados de fidelidade e validade da RSU são aceitáveis. A RSU apresenta-se particularmente útil na avaliação das estratégias cognitivas e metacognitivas usadas pelos alunos no ensino básico. Além de ter uma extensão relativamente curta, este instrumento pode ser aplicado em grande grupo, permitindo assim a recolha de informação de um vasto número de alunos num curto espaço de tempo. Os resultados derivados da sua aplicação podem demonstrar quais os comportamentos estratégicos que os alunos utilizam durante a leitura e com que frequência, possibilitando

a realização de uma intervenção mais adequada em alunos com problemas ao nível da mobilização de estratégias cognitivas e metacognitivas.

Em estudos futuros, e dadas as potencialidades da RSU, poderá ser importante estudar as suas propriedades métricas com grupos de alunos de outras faixas etárias. A extensão da aplicação da RSU a outros níveis escolares poderá permitir analisar as mudanças que ocorrem em função da idade no recurso a estratégias cognitivas e metacognitivas.

## Referências

- Afflerbach, P., Pearson, P. D., & Paris, S. G. (2008). Clarifying differences between reading skills and reading strategies. *The Reading Teacher*, 61(5), 364-373.
- Ahmadi, M. R., & Ismail, H. N. (2012). Reciprocal teaching strategy as an important factor of improving reading comprehension. *Journal of Studies in Education*, 2(4), 153-173.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit to models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychology Bulletin*, 112(3), 400-404.
- Blunch, N. (2008). *Introduction to structural equation modelling using SPSS and AMOS*. London: Sage Publications.
- Byrne, B. M. (2011). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming*. New York: Multivariate Applications Series.
- Cantalice, L., & Oliveira, K. (2009). Estratégias de leitura e compreensão textual em universitários. *Revista Semestral da Associação Brasileira de Psicologia Escolar e Educacional*, 13(2), 227-234.
- Cantrell, S., Almasi, J., Carter, J., Rintamaa, M., & Madden, A. (2010). The impact of a strategy-based intervention on the comprehension and strategy use of struggling adolescent readers. *Journal of Educational Psychology*, 2(102), 257-280.
- Carrell, P. L., Gajdusek, L., & Wise, T. (1998). Metacognition and EFL/ESL reading. *Instructional Science*, 26(1), 97-112.
- Carvalho, M. R., & Joly, M. C. (2008). Avaliando as estratégias metacognitivas de leitura no ensino fundamental. In A. P. Noronha, C. Machado, L. Almeida, M. Gonçalves, S. Martins, & V. Ramalho (Eds.), *Actas da XII Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos* (pp. 1-11). Braga, Portugal: Psiquilíbrios.
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Dahnapala, K. (2010). Sri Lankan university students' metacognitive awareness of L2 reading strategies.



- Journal of International Development and Cooperation*, 16(1), 65-82.
- Duffy, G. G. (2009). *Explaining reading: A resource for teaching concepts, skills, and strategies*. New York: Guilford Press.
- Duke, N. K., & Pearson, P. D. (2002). Effective practices for developing reading comprehension. In A. E. Farstrup, & S. J. Samuels (Eds.), *What research has to say about reading instruction* (pp. 205-242). Newark: International Reading Association.
- García, G. E., Jiménez, R. T., & Pearson, P. D. (1998). Metacognition, childhood bilingualism and reading. In D. Hacker, J. Dunlosky, & A. Graesser (Eds.), *Metacognition in Educational Theory and Practice* (pp. 200-248). Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Griva, E., Alevriadou, A., & Semoglou, K. (2012). Reading preferences and strategies employed by primary school students: Gender, socio-cognitive and citizenship issues. *International Education Studies*, 5(2), 24-35.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Israel, S. E. (2007). *Using metacognitive assessments to create individualized reading instruction*. Newark: International Reading Association.
- Jacobs, J. E., & Paris, S. G. (1987). Children's metacognition about reading: Issues in definition, measurement, and instruction. *Educational Psychologist*, 22, 255-278.
- Joly, M. C. (2005). *Escala de Estratégias de Leitura – Formato Ensino Médio (EELEM)*. Relatório de Pesquisa. Universidade de São Francisco, Itatiba SP.
- Joly, M. C., Santos, L., & Marini, J. (2006). Uso de estratégias de leitura por alunos do ensino médio. *Paidéia*, 16(34), 205-212.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *Lisrel VII. User's reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *Lisrel 8: Structural equation modeling with the simplis command language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Jou, G. I., & Sperb, T. M. (2006). A metacognição como estratégia reguladora da aprendizagem. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 19(2), 177-185.
- Kintsch, W., & Rawson, K. (2005). Comprehension. In M. J. Snowling & C. Hulme (Eds.), *The science of reading: a handbook* (pp. 209-226). Oxford: Blackwell Publishing.
- Kline, R. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: The Guilford Press.
- Kopke, H. (1997). Estratégias para desenvolver a metacognição e a compreensão de textos teóricos na universidade. *Psicologia Escolar e Educacional*, 1(2), 59-67.
- Liyanage, I., & Bartlett, B. J. (2012). Gender and language learning strategies: Looking beyond the categories. *The Language Learning Journal*, 2(40), 237-253.
- Marini, J. A., & Joly, M. C. (2008). A leitura no ensino médio e o uso das estratégias metacognitivas. *Estudos e Pesquisas em Psicologia*, 8(2), 505-521.
- Martínez, A. C. (2008). Analysis of ESP university students' reading strategy awareness. *Ibérica*, 15, 165-176.
- Meneghetti, C., Carretti, B., & Beni, R. (2006). Components of reading comprehension and scholastic achievement. *Learning and Individual Differences*, 16(4), 291-301.
- Mokhtari, K., & Reichard, C. A. (2002). Assessing students' metacognitive awareness of reading strategies. *Journal of Educational Psychology*, 94(2), 249-259.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Diretrizes para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157.
- Nation, K. (2005). Children's reading comprehension difficulties. In M. J. Snowling & C. Hulme (Eds.), *The science of reading: a handbook* (pp. 248-265). Oxford: Blackwell Publishers.
- Pereira-Laird, J. A., & Deane, F. P. (1997). Development and validation of a self-report measure of reading strategy use. *Reading Psychology*, 18, 185-235.
- Perfetti, C., Landi, N., & Oakhill, J. (2005). The acquisition of reading comprehension skill. In M. J. Snowling & C. Hulme (Eds.), *The science of reading: a handbook* (pp. 227-247). Oxford: Blackwell Publishers.
- Piacente, T. (2012). Early literacy and academic literacy. Research and assessment of the processes involved in written language learning. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e - Avaliação Psicológica*, 33(1), 9-30.
- Reading Study Group (2002). *Reading for understanding: Toward an R&D program in reading comprehension*. Santa Monica, CA: RAND Corporation.
- Ribeiro, I., Viana, F. L., Cadime, I., Fernandes, I., Ferreira, A., Leitão, C., Gomes, S., Mendonça, S., & Pereira, L. (2010). *Compreensão da leitura. Dos modelos teóricos ao ensino explícito. Um programa de intervenção para o 2.º ciclo do ensino básico*. Coimbra: Almedina.
- Schweizer, K. (2010). Some guidelines concerning the modeling of traits and abilities in test construction.

- European Journal of Psychological Assessment*, 26(1), 1-2.
- Schweizer, K. (2012). On correlated errors. *European Journal of Psychological Assessment*, 28(1), 1-2.
- Siqueira, L., & Wechsler, S. (2004). Brazilian students' thinking and creating styles and their influence upon school performance. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e - Avaliação Psicológica*, 18(2), 61-77.
- Smith, F. (2003). *Compreendendo a leitura: Uma análise psicolinguística da leitura e do aprender a ler* (2ª reimpressão). Porto Alegre: Artmed Editora.
- Spörer, N., Brunstein, J., & Kieschke, U. (2007). Improving students' reading comprehension skills: Effects of strategy instruction and reciprocal teaching. *Learning and Instruction*, 19(3), 272-286.
- Tunmer, W. E., & Chapman, J. W. (2002). The relation of beginning readers' reported word identification strategies to reading achievement, reading-related skills, and academic self-perceptions. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal*, 15, 341-358.
- Urlab, P. (2012). Reading strategies and literature instruction: Teaching learners to generate questions to foster literacy reading in the second language. *System*, 40, 296-304.
- Veenman, M., Van Hout-Wolters, B., & Afflerbach, P. (2006). Metacognition and learning: Conceptual and methodological considerations. *Metacognition and Learning*, 1(1), 3-14.
- Wetzels, S., Kester, L., & Merriënboer, J. (2011). Adapting prior knowledge activation: Mobilisation, perspective taking, and learners' prior knowledge. *Computers in Human Behavior*, 27(1), 16-21.