

Análise de Estrutura Interna do IBALEC

Gislaine Gasparin Nobile¹

Flávio Rebustini²

Sylvia Domingos Barrera¹

¹Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, SP, Brasil

²Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil

Resumo

O Instrumento para Breve Avaliação da Leitura, Escrita e Compreensão (IBALEC) se propõe a avaliar o desempenho de alunos de escola pública no domínio das habilidades básicas de alfabetização. Após a validação de conteúdo, por meio da análise de um grupo de especialistas, o IBALEC foi aplicado individualmente em 825 alunos (439 do sexo masculino e 386 do sexo feminino) do 1º ao 5º ano do ensino fundamental em duas escolas públicas, a fim de realizar a análise de sua estrutura interna. As análises fatoriais efetuadas demonstraram bom ajustamento do instrumento a um modelo de estrutura interna composto por cinco fatores correlacionados, correspondentes aos construtos teóricos que subsidiaram a sua construção: leitura de palavras, escrita de palavras, escrita de frases, leitura/compreensão de frases e, leitura/compreensão de texto. Esses resultados constituem forte evidência da validade de construto do IBALEC, para avaliar as habilidades a que se propõe.

Palavras-chave: análise fatorial, validade do teste, avaliação, leitura, escrita

Analysis of the internal structure of IBALEC

Abstract

The Instrument for Brief Assessment of Reading, Writing, and Comprehension (IBALEC) aims to assess the performance of public school students in the mastery of basic literacy skills. After content validation, based on the analysis of a group of specialists, the IBALEC was applied individually to 825 students (439 boys and 386 girls) from the 1st to the 5th year of Elementary Education in two public schools, to analyze its internal structure. The factorial analyses performed demonstrated a good fit of the instrument to an internal structure model composed of five correlated factors, corresponding to the theoretical constructs that subsidized its construction: word reading, word writing, sentence writing, sentence reading comprehension, and reading/understanding text. These results are strong evidence of the construct validity of IBALEC, to assess the proposed skills.

Keywords: Factor Analysis; Test Validity; Assessment; Reading; Writing.

Análisis de la estructura interna de IBALEC

Resumen

El Instrumento de Evaluación Breve de Lectura, Escritura y Comprensión (IBALEC) tiene como objetivo evaluar el desempeño de los estudiantes de escuelas públicas en las competencias básicas de alfabetización. Después de la validación del contenido, mediante el análisis de un grupo de especialistas, el IBALEC se aplicó de forma individual a 825 alumnos (439 niños y 386 niñas) de 1º a 5º año de primaria de dos centros públicos, con el fin de realizar el análisis de su estructura interna. Los análisis factoriales ejecutados demostraron un buen ajuste del instrumento a un modelo de estructura interna compuesto por cinco factores correlacionados, correspondientes a los constructos teóricos que subsidiaban su construcción: lectura de palabras, escrita de palabras, escrita de oraciones, lectura/compreensión de oraciones, y lectura/compreensión de texto. Estos resultados constituyen una fuerte evidencia de la validez de constructo del IBALEC para evaluar las habilidades propuestas.

Palabras clave: Análisis Factorial; Validez del Test; Evaluación; Lectura; Escritura.

Introdução

Pesquisas realizadas no Brasil, indicam que cerca de 30 a 40% da população que frequenta os primeiros anos do ensino fundamental tem algum tipo de dificuldade escolar (Alves & Ribeiro, 2011; Batista & Pestun, 2019). Ao considerar o baixo rendimento escolar associado aos transtornos de aprendizagem, o percentual

de 30% cai para uma média de 2 a 10% da população, porém, se um diagnóstico adequado não for realizado, não é possível determinar se o baixo rendimento escolar tem como causa uma dificuldade ou um transtorno de aprendizagem (Andrade, Andrade, & Capellini, 2014).

As dificuldades de aprendizagem podem ter causas variadas, dentre as quais destacam-se, segundo Rotta (2016): problemas relacionados à escola

(propostas pedagógicas, condições físicas, formação do corpo docente); à família (baixa escolaridade dos pais, ausência de hábito de leitura, falta de envolvimento, condições socioeconômicas desfavoráveis e desagregação familiar) e à criança (dificuldades sensoriais, visual ou auditiva, doenças crônicas, transtornos psiquiátricos, como fobias, depressão, transtorno opositor desafiante e as patologias neurológicas, embora não sejam as causas primárias das dificuldades para aprender).

Por outro lado, os transtornos de aprendizagem, como a dislexia, por exemplo, pressupõem como causa fatores biológicos que afetam as habilidades cognitivas de processamento da linguagem oral, subjacentes às habilidades de leitura e escrita. Um critério importante para o diagnóstico do transtorno específico de aprendizagem, de acordo com o DSM-V (APA, 2014), é a existência de déficits importantes nas habilidades acadêmicas afetadas, as quais devem estar bem abaixo da média esperada para a idade, conforme avaliado por instrumentos adequados. As dificuldades devem ser persistentes por pelo menos seis meses e ocorrerem no início da escolarização.

As dificuldades (e transtornos) de aprendizagem são um motivo de inquietude para múltiplos profissionais, além dos professores, sendo eles médicos de várias especialidades, psicólogos, neuropsicólogos, pedagogos, psicopedagogos, fonoaudiólogos. Muitas crianças são encaminhadas a profissionais de saúde com queixas de dificuldades de aprendizagem, porém esses profissionais, em geral, não possuem instrumentos breves para avaliar a defasagem da criança em termos escolares, especificamente no que se refere à aprendizagem da leitura e da escrita.

Além disso, os instrumentos breves, quando existem, geralmente avaliam apenas as habilidades de leitura e escrita de palavras, deixando de lado habilidades mais complexas envolvidas na escrita e compreensão de sentenças e/ou textos, como é o caso do Teste de Desempenho Escolar – TDE (Stein, Giacomoni, & Fonseca, 2019), a Avaliação da Leitura de Palavras e Pseudopalavras Isoladas – LPI (Salles, Picollo, & Miná, 2017) e o Teste de Escrita sob Ditado (Seabra, Dias, & Capovilla, 2013). Entretanto, essa avaliação é fundamental para fornecer indícios sobre a gravidade do problema (cf. DSM-V) e mesmo para servir como critério para possíveis intervenções e encaminhamentos.

A partir dessas considerações, foi construído o Instrumento para Breve Avaliação da Leitura, Escrita e Compreensão (IBALEC), o qual tem como intuito

avaliar o desempenho de alunos de escola pública, do primeiro ao quinto ano do ensino fundamental, no domínio das habilidades básicas de leitura, escrita e compreensão.

Após ter realizado a validação de conteúdo do instrumento (Nobile, Barrera, & Rebutini, 2021) o objetivo do presente estudo foi investigar aspectos da validade de construto do IBALEC, com base na análise da estrutura fatorial interna do instrumento.

Referencial Teórico e Pontuação do IBALEC

O IBALEC é um instrumento de aplicação individual, composto por seis atividades: na primeira, pede-se a escrita das letras do alfabeto, na ordem convencional ou as letras que o aluno souber. Em seguida, o aplicador solicita à criança que nomeie as letras escritas, da última para a primeira, de modo a evitar a recitação mecânica. A pontuação é dada somente para as letras lidas e escritas corretamente, obedecendo os critérios propostos: 0 ponto - escreve e nomeia corretamente até 25% das letras do alfabeto (0 a 6 letras); 1 ponto - escreve e nomeia até 50% das letras do alfabeto (7 a 13 letras); 2 pontos - escreve e nomeia até 75% das letras do alfabeto (14 a 19 letras); 3 pontos - escreve e nomeia mais que 75% das letras do alfabeto (20 a 26 letras). Essa atividade se justifica, uma vez que estudos indicam que o conhecimento das letras é um importante preditor da aprendizagem da leitura e da escrita em línguas alfabéticas (Justi, Cunha, & Justi, 2020; Morais, Leite, & Kolinsky, 2013).

A proposta da segunda atividade envolve a leitura de 14 palavras, escolhidas para abranger representações ortográficas regulares e irregulares, bem como uma ordem de estruturação silábica, da mais simples (consoante-vogal CV), como em SALA, BIFE, para uma mais complexa (CCV, CVC), como em CHUVA, CONFUSÃO. Já a terceira atividade propõe a escrita de palavras, abaixo de oito figuras de animais, contendo em suas estruturas, sílabas simples (CV), como em VACA e complexas (CVC, CCV, CVV), como em FORMIGA, COBRA e PEIXE.

A proposta teórica, elaborada por Ehri (1998; 2013), referente às fases na aprendizagem da leitura e escrita de palavras, fundamentou os critérios para a construção e pontuação do IBALEC nessas atividades. Nesse sentido, cada palavra lida ou escrita é classificada em uma das seguintes fases: pré-alfabética, alfabética parcial, alfabética completa e alfabética consolidada, indicando a evolução do conhecimento das relações entre grafemas e fonemas, até o ponto em

que essas se tornam conexões automatizadas, armazenadas na memória de longo prazo. É importante enfatizar que essas fases não são totalmente simétricas, já que a criança pode progredir mais rapidamente na escrita ou na leitura, demonstrando certo descompasso entre as estratégias durante o processo de alfabetização (Ehri, 2013).

A pontuação da atividade de leitura se deu da seguinte forma: fase pré-alfabética (0 ponto) - criança recusa-se a ler ou emite resposta aleatória; 1 ponto - criança identifica alguma letra ou sílaba da palavra e emite resposta errada, porém coerente com essa identificação (Ex.: lê “b” ou “bi” para BIFE); 2 pontos - criança identifica parte da palavra e realiza o acréscimo ou troca de sílabas (Ex.: lê “salada” para SALA), pode-se observar também erros por desconhecimento de regras contextuais (Ex.: lê “rossa” para ROSA); 3 pontos - criança decodifica a palavra de forma segmentada, identificando suas sílabas componentes, mesmo com dificuldades na tonicidade/acentuação (Ex.: para ALFABETO lê “al fa bê to”) ou não identifica o acento na palavra (Ex.: lê “exercito” para EXÉRCITO); 4 pontos - criança identifica rapidamente a palavra, sugerindo automaticidade na leitura.

A pontuação da atividade de escrita de palavras se deu da seguinte forma: fase pré-alfabética (0 ponto) - criança recusa-se a escrever ou emite resposta aleatória (não é possível perceber relação entre fonemas e grafemas); 1 ponto - criança identifica alguma letra ou sílaba da palavra e emite resposta errada, porém coerente com essa identificação (Ex.: na escrita da figura PEIXE, escreve PI); 2 pontos - criança escreve a palavra com, pelo menos, mais de um tipo de erro ortográfico (Ex.: para a figura FORMIGA, escreve “fumica”); 3 pontos - criança escreve a palavra com apenas um tipo de erro ortográfico (Ex.: para a figura CACHORRO, escreve “cachoro” ou “caxoro”) e/ou não acentua a palavra corretamente (Ex.: “passáro”); 4 pontos - criança escreve sem qualquer tipo de erro ortográfico.

Na quarta atividade do IBALEC, é solicitada a escrita de cinco frases, com base em cinco figuras (palhaço, chapéu, camisa, elefante e escorregador), oferecendo uma frase de exemplo com a figura de uma girafa. A intenção é verificar o nível de adequação sintática e semântica das frases produzidas, bem como a atenção às regras ortográficas, incluindo a utilização de letras maiúsculas e minúsculas e o uso de pontuação. A proposta é ir além da ortografia, embora esta também seja considerada na pontuação; busca-se acessar, assim, habilidades mais complexas de

processamento da linguagem, de modo a construir frases que façam sentido.

Os critérios de pontuação para cada frase foram cumulativos, de modo que, se a frase apresenta organização sintático-semântica adequada em termos da ordenação das palavras (sujeito, predicado e possíveis complementos) e à concordância nominal e verbal, é atribuído 1 ponto; se apresenta segmentação lexical adequada, referente à ausência de erros de hipossegmentação (junção de palavras que devem ser escritas separadas) e/ou de hiperssegmentação (separação de palavras que devem ser escritas juntas), é atribuído 1 ponto; se apresenta ortografia correta, referente à ausência de erros ortográficos na escrita das palavras, é atribuído 1 ponto; e, se apresenta pontuação e acentuação adequadas, bem como adequação à convenção do uso de letras maiúsculas e minúsculas, é atribuído 1 ponto. Assim, cada frase pode ser pontuada de zero a 4 pontos.

A quinta e a sexta atividades do IBALEC avaliam diferentes níveis da habilidade de compreensão da leitura, de sentenças e de texto. Ressalta-se que a quinta atividade foi incluída no instrumento por sugestão de juízes especialistas, após passar pela análise de conteúdo (Nobile et al., 2021), sendo composta por três frases acompanhadas de três figuras cada uma, onde a criança deve escolher, para cada frase, a figura que melhor corresponde ao significado da frase lida. Essa atividade destina-se, principalmente, às crianças dos anos iniciais do ensino fundamental, as quais muitas vezes não dominam o sistema de escrita de forma automática, embora possam apresentar habilidades básicas de decodificação, capazes de colaborar para a compreensão de frases curtas e simples. A pontuação seguiu o seguinte critério: para cada frase, 1 ponto era atribuído caso criança escolhesse corretamente a figura que representasse o significado da frase, num total máximo de 3 pontos (1 para cada frase). Segue modelo de uma das frases, conforme Figura 1.

A sexta atividade, também de compreensão leitora, é composta de um texto narrativo simples (89 palavras), acompanhado de seis questões para serem respondidas por escrito. Estas visam avaliar tanto a recuperação de informações explícitas do texto, quanto a capacidade de elaboração de inferências. Nesse sentido, a pontuação seguiu os seguintes critérios: Questões de 1 a 4 (abordam compreensão literal): 0 ponto - não responde; 1 ponto - dá uma resposta considerada errada do ponto de vista das informações contidas no texto; 2 pontos - considera apenas uma

O SAPO PULA NA LAGOA.

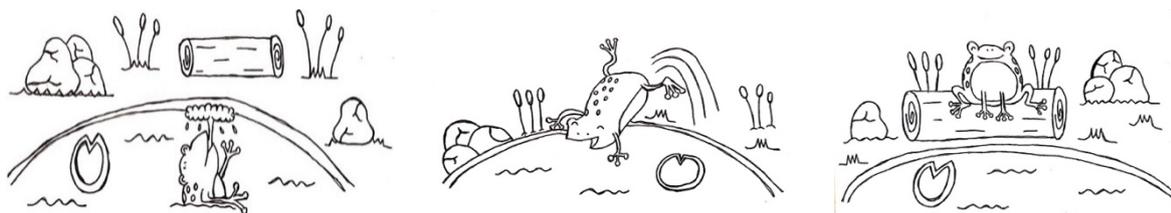


Figura 1. Compreensão textual.

das duas ideias (proposições) requeridas e 3 pontos - resposta completa; Questão 5 (inferencial - dizer quem seria uma personagem do texto, a partir do contexto): 0 ponto - não responde; 1 ponto - dá uma resposta considerada inadequada do ponto de vista das informações contidas no texto; 2 pontos - dá uma resposta possível, embora pouco provável dado o contexto e 3 pontos - dá uma resposta adequada em função do contexto; Questão 6 (dar um título ao texto); 0 ponto - não responde; 1 ponto - dá um título considerado inadequado do ponto de vista das informações contidas no texto; 2 pontos - títulos muito extensos (como se fossem a formação de uma frase ou resumo da história) ou muito breves e 3 pontos - títulos breves que se relacionem com o contexto geral da história.

De acordo com o Modelo Simplificado de Leitura (*Simple View of Reading* –Gough & Tunmer, 1986), a compreensão leitora é considerada como o resultado da interação (produto) das habilidades de decodificação e de compreensão oral (vocabulário, sintaxe, semântica) do leitor. Perfetti, Landi e Oakhill (2013) consideram que os processos de compreensão ocorrem nos diversos níveis da linguagem: nível da palavra (processos lexicais), da sentença (processos sintáticos) e do texto. Além disso, dentre os processos considerados críticos para a realização da compreensão em um nível superior, destacam-se as inferências, sendo que a linguagem de um texto, falado ou escrito, não é totalmente explícita, com isto, é exigido do leitor que ele conecte os elementos do texto a seu conhecimento de mundo, tornando-o coerente por meio do preenchimento de “lacunas” deixadas pelo autor.

Após o IBALEC passar pela análise de conteúdo, pelas adequações necessárias após essa análise, ser aplicado, pontuado e tabulado com base em uma amostra significativa de alunos do ciclo 1 do ensino fundamental, procedeu-se à análise da estrutura interna do instrumento, cuja apresentação dos resultados constitui o objetivo do presente artigo.

Método

Participantes

O IBALEC foi aplicado em 825 alunos de 1º ao 5º ano, de duas escolas da rede pública do ensino fundamental, numa cidade de grande porte do interior de São Paulo. A amostra foi composta pela seguinte distribuição: 160 alunos do 5º ano (90 do sexo masculino (M); 70 do sexo feminino (F); *MD* = 10,7 anos); 161 alunos do 4º ano (85 M; 76 F; *MD* = 9,7 anos); 165 alunos do 3º ano (85 M; 80 F; *MD* = 8,5 anos); 178 alunos do 2º ano (97 M; 81 F; *MD* = 7,3 anos); 161 alunos do 1º ano (82 M; 79 F; *MD* = 6,4 anos).

Procedimentos

Após o projeto ter sua aprovação no Comitê de Ética, na faculdade a qual a pesquisa está vinculada, este foi apresentado nas escolas participantes, tendo sido obtida também a autorização dos pais para a participação de seus filhos/alunos, por meio do Termo de Consentimento Livre Esclarecido (TCLE), assim como o assentimento dos participantes. O instrumento foi aplicado individualmente, nas escolas, em sala cedida pela coordenação e em horário normal de aula, com duração aproximada de 10 a 30 minutos, para sua realização.

Análise dos Dados

O instrumento foi pontuado, conforme classificação já apresentada e os dados foram estatisticamente analisados, de acordo com a descrição a seguir:

Análise Fatorial Exploratória (AFE) e confirmatória (AFC) – A testagem da dimensionalidade do instrumento foi realizada com a Análise Paralela Robusta (APR) por meio da *Optimal Implementation of Parallel Analysis* (PA) com *Minimum rank factor analysis* que minimiza a variância comum dos resíduos (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). A robustez do teste

foi determinada a partir da associação de um *bootstrap* com uma extrapolação amostral para 5000. A análise paralela tem sido considerada uma das técnicas mais robusta e precisa para testagem de dimensionalidade (Auerswald & Moshagen, 2019; Dobriban & Owen, 2018; Howard, 2016). A extração dos fatores foi feita pela técnica RULS (*Robust Unweighted Least Squares*) que reduz os resíduos das matrizes (Briggs & McCallum, 2003), mais robusta em dados não normais (Osborne & Banjanovic, 2016). Caso o instrumento mostre-se multidimensional será utilizada a rotação Promax que é uma técnica não ortogonal (Dimitrov, 2014) e mais apropriada para variáveis latentes psicossociais (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2019).

Adotou-se como indicadores de avaliação da unidimensionalidade (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018): UNICO (*Unidimensional Congruence*) > 0,95, ECV (*Explained Common Variance*) > 0,80 (Quinn, 2014) e MIREAL (*Mean of Item Residual Absolute Loadings*) < 0,30.

Índices de Ajustamento na AFC

Como dados primários foram utilizadas as cargas fatoriais e o poder preditivo do item (R^2). Para os *goodness-of-fit*, foram usados o *Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square* (Asparouhov & Muthén, 2010). Adotou-se os índices estabelecidos como adequados por Hair, Black, Babin, Anderson e Tatham (2019); as cargas fatoriais maiores do que 0,50 e os índices mínimos para a adequação, considerando o número de participantes e variáveis, foram: NNFI (*Non-Normed Fit Index*); CFI (*Comparative Fit Index*); GFI (*Goodness Fit Index*); TLI (*Adjusted Goodness Fit Index*), todos $\geq 0,95$; RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) $\leq 0,08$ e SRMR (*Root Mean Square of Residuals*) $\leq 0,08$.

Confiabilidade

A confiabilidade foi avaliada a partir de dois indicadores: alfa (Cronbach, 1951) e o ômega (McDonald, 1999). A adoção de dois indicadores busca aumentar a confiabilidade da interpretação, pois têm ocorrido inconsistências da confiabilidade por meio do alfa de Cronbach (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2013; McNeish, 2018; Hoekstra, Vugteveen, Warrens, & Kruyen, 2019; Sijtsma, 2009).

Replicabilidade e Qualidade da Solução Fatorial

A replicabilidade do construto foi avaliada pelo *Generalized G-H Index* (Hancock & Mueller, 2001) com índice maior do que 0,80 (Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016) e para qualidade e efetividade da estimativa

dos fatores foram utilizados o *Factor Determinacy Index*, apontado para uma estimativa adequada valores maiores do que 0,90 (Grice, 2001; Rodriguez et al., 2016), *EAP Marginal Reliability* (> 0,80), *Sensibility Ratio* (SR > 2) e *Expected Percentage of True Differences* (EPTD > 90). Os dados foram analisados utilizando-se os programas estatísticos Factor 10.10.03 e JASP 14.0.

Resultados

A análise da adequação da amostra para a realização das análises fatoriais resultou em um determinante de matriz (< 0,00001), Kaiser, Meyer e Olkin (KMO = 0,98) e esfericidade de Bartlett⁽⁶⁶⁶⁾ (9335,1; $p < 0,0001$). As correlações variaram de 0,34 a 0,94. Todos os indicadores enfatizando a boa qualidade dos dados para a realização da análise fatorial.

A testagem do número de dimensões do instrumento seguiu, primeiramente, o modelo teórico pelo qual o instrumento foi construído com cinco dimensões (leitura de palavras, escrita de palavras, leitura de frases, escrita de frases e compreensão de texto). A análise paralela apontou apenas uma dimensão com variância explicada de 81,95%. A unidimensionalidade do modelo foi confirmada pelos valores de UNICO (0,99), ECV (0,92) e MIREAL (0,21). Como a dimensionalidade é um ponto central da AFE, a análise foi refeita para um modelo unidimensional. Quando configurada a análise para esse modelo, a variância explicada ficou em 74,77%. As cargas fatoriais estabeleceram-se entre 0,75 e 0,90 e as comunalidade na faixa de 0,71 a 0,94. Dois aspectos são fundamentais nos dados apresentados: primeiro, a dimensionalidade apresentada indica um modelo unidimensional diferentemente do modelo originalmente estruturado pelos pesquisadores; segundo, as cargas fatoriais estão em patamar muito elevado – 23 dos 34 itens têm cargas acima de 0,80, as cargas fatoriais nesse patamar podem indicar problemas de colinearidade/multicolinearidade (Tabaschnick & Fidell, 2019), o que pode resultar na necessidade de retirada de itens do instrumento, ou podem indicar a possibilidade de um modelo bifator (Reise, 2012). É comum o uso da AFE no desenvolvimento de instrumentos, mas é raro encontrarmos relatos com modelos bifatoriais (Reise, 2012). Como é viável e recomendado a configuração de mais de um modelo (Bandalos, 2018), optamos pela testagem dos três modelos: Correlacional com cinco dimensões, unidimensional e bifatorial com cinco dimensões. Para que fosse possível explorar qual deles

tem a melhor solução do ponto de vista de conteúdo, informação do modelo e adequação dos indicadores de ajuste do modelo.

Para os três modelos, a dimensionalidade por meio da análise paralela robusta manteve-se indicando uma dimensão. Contudo é possível estabelecer modelo teórico como referencial de extração dos dados e verificar como os itens do instrumento aderem à variável latente e as dimensões do modelo (Timmerman, Lorenzo-Seva, & Ceulemans, 2018).

O modelo correlacional apresenta nível de variância explicada (88,15%) superior aos outros dois modelos. A Tabela 1 apresenta as cargas fatoriais e comunalidades dos três modelos. Como apontado, os valores para o modelo unidimensional indicam problemas de colinearidade/multicolinearidade. Para o modelo correlacional de cinco dimensões, as cargas fatoriais variaram de 0,53 a 1,01. Mas surgiram dois itens com problemas, o primeiro um *Heywood case* - quando há violação do limite teórico (1,00) para as cargas fatoriais, para o item “vaca” e o item “exército” apresentou dupla saturação. No modelo bifator, as cargas também ficaram moderadas, mas o item “vaca”, em vez do *Heywood case*, apresentou uma dupla saturação.

Os indicadores de confiabilidade ficaram idênticos para os modelos unidimensional e bifator com $\alpha = 0,98$ e $\omega = 0,97$. Para o modelo correlacional, os valores ficaram em 0,87 e 0,88, respectivamente. Nesse mesmo cenário, o Índice G-H ficou com um valor de 0,99 (unidimensional), no bifator variou de 0,67 a 0,74 para as dimensões, todos abaixo do limite de adequabilidade da replicabilidade do modelo, sugerindo, portanto, um modelo instável. O modelo correlacional apresentou índices de 0,93 a 0,98.

Para a qualidade e efetividade dos escores do modelo, novamente o modelo unidimensional demonstrou valor próximo a 1 para FDI e EAP com 0,99 para ambos, um SR de 11,65 e o EPTD de 99,40%. O modelo bifator apresentou valores inadequado para os indicadores, com FDI variando de 0,82 a 0,86; EAP variando de 0,67 a 0,75, SR de 1,44 a 1,72 e EPTD de 85,5% a 87,2. Para esses indicadores, o modelo correlacional apresentou novamente os melhores resultados com FDI de 0,96 a 0,99, EAP de 0,93 a 0,99, SR de 3,63 a 9,42 e EPTD de 94,1% a 98,9%.

Superada a análise inicial dos três modelos, faz-se necessária a retirada dos itens que apresentaram problemas. Primeiramente foi retirado o item “vaca” e, posteriormente, o item “exército”. Todos os modelos foram reanalisados integralmente.

As cargas fatoriais e comunalidades dos modelos sem os dois itens estão na Tabela 2. O modelo unidimensional manteve a maioria das cargas fatoriais excessivas com 22 dos 34 itens com cargas acima de 0,85. A variância explicada subiu de 74,77% para 77,33%. No modelo bifatorial, as cargas se mostram todas moderadas, contudo o item “Frase 1” passou a não ter carga fatorial saliente, o que impossibilita a configuração da dimensão com apenas dois itens. No modelo correlacional, as cargas se ajustaram nas cinco dimensões. Com quatro itens apresentando cargas fatoriais acima de 0,85, em razão disso, optou-se por fazer uma testagem de colinearidade nos itens “Gelatina”, “Bife”, “Pomada” e “Escorregador”. A análise não apontou que os itens estejam inflando indevidamente o modelo. Por essa razão optamos pela manutenção dos itens.

As correlações Inter fatores do modelo correlacional indicaram níveis satisfatórios (Tabela 3), com correlações fortes, mas não excessivas.

Em razão dos problemas apontados nos modelos unidimensional e bifatorial e pelo modelo correlacional apresentar um melhor conjunto de indicadores, optou-se por realizar a AFC apenas no modelo correlacional. O modelo correlacional também traz mais informações sobre a variável latente aferida, enquanto o modelo unidimensional se mostra, do ponto de vista do modelo explicativo, mais restrito e não faz sentido prático a aplicação de um instrumento com 34 itens unidimensional que traz menos informação que o modelo correlacional. A Tabela 4 apresenta os indicadores iniciais e finais dos três modelos.

Passamos para a AFC, as cargas fatoriais variaram de 0,77 a 0,96 e a capacidade preditiva do item (R^2) de 0,59 a 0,92. Os índices de ajustamento do modelo estabeleceram-se em: $\chi^2_{(517)} = 3,60, p < 0,0001$; NNFI = 0,96, CFI = 0,96, TLI = 0,96, GFI = 0,89, AGFI = 0,99, RMSEA = 0,05 e RMSR = 0,03. A covariância entre os fatores variaram entre 0,74 e 0,92 (Figura 2 – Diagrama de caminhos).

Discussão

A dimensionalidade na análise fatorial exploratória (modelo irrestrito) foi testada pela análise paralela que tem sido considerada uma das técnicas mais robusta e precisa para testagem de dimensionalidade (Auerswald & Moshagen, 2019; Dobriban & Owen, 2018; Howard, 2016). As possibilidades testadas na análise efetuada, em termos de uma, duas ou cinco dimensões correlacionadas parecem exprimir bem a complexidade da(s)

Tabela 1.

Cargas Fatoriais e Comunalidades dos Modelos Unidimensional, Correlacional e Bifator

ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA - modelos iniciais															
Item	Unidimensional		5 fatores correlacional (λ)					Bifator (λ)							
	(λ)	h ²	F1	F2	F3	F4	F5	h ²	F1	F2	F3	F4	F5	FG	h ²
Bife	0,91	0,83	0,87					0,90	0,61					0,81	0,92
Salada	0,83	0,70	0,77					0,76	0,53					0,77	0,79
Rosa	0,92	0,86	0,79					0,89	0,54					0,81	0,89
Pomada	0,92	0,85	0,84					0,90	0,58					0,81	0,91
Gelatina	0,92	0,86	0,89					0,91	0,60					0,80	0,91
Hoje	0,93	0,87	0,83					0,92	0,56					0,80	0,92
Velho	0,92	0,86	0,79					0,89	0,53					0,78	0,89
Taxi	0,88	0,79	0,65					0,80	0,41					0,77	0,80
Chuva	0,94	0,88	0,85					0,93	0,58					0,77	0,94
Alfabeto	0,93	0,87	0,85					0,91	0,58					0,75	0,91
Exército	0,78	0,60	0,53				0,40	0,65	0,30					0,66	0,64
Confusão	0,93	0,86	0,79					0,90	0,52					0,76	0,91
Galinha	0,94	0,88	0,77					0,91	0,52					0,76	0,92
Floresta	0,92	0,85	0,79					0,88	0,51					0,75	0,89
Vaca	0,74	0,55		1,01				0,81		0,83			-0,42	0,68	0,81
Cobra	0,87	0,76		0,77				0,88		0,66				0,75	0,88
Cachorro	0,90	0,82		0,62				0,88		0,53				0,78	0,88
Passaro	0,84	0,71		0,78				0,83		0,65				0,75	0,83
Formiga	0,91	0,83		0,66				0,90		0,56				0,79	0,91
Peixe	0,89	0,80		0,68				0,87		0,60				0,76	0,89
Coelho	0,90	0,81		0,68				0,89		0,59				0,76	0,90
Leao	0,83	0,69		0,82				0,80		0,65				0,76	0,84
Palhaço	0,76	0,58			0,83			0,80			0,55			0,73	0,80
Chapeu	0,78	0,60			0,82			0,82			0,57			0,72	0,82
Camisa	0,76	0,57			0,85			0,80			0,57			0,72	0,80
Elefante	0,76	0,57			0,96			0,80			0,57			0,72	0,80
Escorregador	0,75	0,56			0,93			0,82			0,63			0,73	0,82
Frase 1	0,81	0,66				0,58		0,75				0,40		0,76	0,75
Frase 2	0,88	0,78				0,69		0,92				0,49		0,82	0,92
Frase 3	0,82	0,70				0,67		0,83				0,49		0,80	0,84
Questão 1	0,87	0,76					0,57	0,85					0,39	0,78	0,85
Questão 2	0,71	0,50						0,57	0,62				0,40	0,68	0,62
Questão 3	0,80	0,64						0,62	0,76				0,41	0,75	0,76
Questão 4	0,86	0,74						0,57	0,84				0,39	0,79	0,84
Questão 5	0,80	0,64						0,57	0,76				0,41	0,76	0,76
Questão 6	0,86	0,75						0,60	0,88				0,43	0,80	0,87

F1 - Fator 1; F2 - Fator 2; F3 - Fator 3; F4 - fator 4; F5 - Fator 5 ;Carga fatorial (λ); comunalidades (h²); FG - Fator Geral.

Tabela 2.

Cargas Fatoriais e Comunalidades dos Modelos Finais Unidimensional, Correlacional e Bifator

ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA - modelos iniciais															
Item	Unidimensional		5 fatores correlacional (λ)					Bifator (λ)					FG	h ²	
	(λ)	h ²	F1	F2	F3	F4	F5	h ²	F1	F2	F3	F4			F5
Bife	0,90	0,82	0,91					0,90	0,65	-0,31				0,82	0,92
Salada	0,83	0,69	0,81					0,76	0,56					0,78	0,79
Rosa	0,92	0,86	0,80					0,89	0,62					0,82	0,89
Pomada	0,91	0,84	0,88					0,90	0,64					0,81	0,91
Gelatina	0,92	0,85	0,90					0,91	0,67					0,80	0,91
Hoje	0,93	0,87	0,84					0,92	0,66					0,80	0,92
Velho	0,92	0,86	0,80					0,89	0,65					0,77	0,89
Taxi	0,88	0,79	0,65					0,80	0,52					0,77	0,80
Chuva	0,94	0,89	0,84					0,93	0,70					0,77	0,94
Alfabeto	0,93	0,87	0,84					0,91	0,69					0,76	0,91
Confusão	0,93	0,87	0,76					0,90	0,65					0,76	0,91
Galinha	0,94	0,88	0,76					0,91	0,64					0,77	0,92
Floresta	0,92	0,85	0,78					0,88	0,65					0,74	0,89
Cobra	0,86	0,75		0,80				0,88		0,57				0,77	0,88
Cachorro	0,90	0,92		0,65				0,88		0,48				0,79	0,88
Passaro	0,83	0,70		0,78				0,83		0,54				0,77	0,83
Formiga	0,91	0,83		0,69				0,90		0,50				0,81	0,91
Peixe	0,89	0,80		0,72				0,87		0,54				0,77	0,89
Coelho	0,89	0,80		0,73				0,89		0,54				0,78	0,90
Leao	0,82	0,68		0,79				0,80		0,55				0,75	0,84
Palhaço	0,76	0,59			0,83			0,80			0,49			0,74	0,80
Chapeu	0,78	0,60			0,80			0,82			0,49			0,73	0,82
Camisa	0,76	0,58			0,85			0,80			0,51			0,73	0,80
Elefante	0,76	0,58			0,85			0,80			0,51			0,73	0,80
Escorregador	0,85	0,56			0,93			0,82			0,55			0,74	0,82
Frase 1	0,81	0,60				0,56		0,75				-0,27		0,77	0,75
Frase2	0,89	0,79				0,67		0,92				0,34		0,82	0,92
Frase 3	0,84	0,70				0,69		0,83				0,37		0,79	0,84
Questão 1	0,88	0,77					0,61	0,85					0,48	0,78	0,85
Questão 2	0,71	0,51					0,60	0,62					0,47	0,68	0,62
Questão 3	0,81	0,65					0,66	0,76					0,49	0,75	0,76
Questão 4	0,87	0,76					0,61	0,84					0,47	0,78	0,84
Questão 5	0,80	0,65					0,61	0,76					0,47	0,77	0,76
Questão 6	0,87	0,76					0,64	0,88					0,52	0,80	0,87

F1 - Fator 1; F2 - Fator 2; F3 - Fator 3; F4 - fator 4; F5 - Fator 5 ;Carga fatorial (λ); comunalidades (h²); FG - Fator Geral.

Tabela 3.
Correlação Interfatores Modelo Final (IC 95%)

Fator	1	2	3	4	5
1	1,00				
2	0,73 (0,69 - 0,76)	1,00			
3	0,67 (0,63 - 0,72)	0,77 (0,73 - 0,81)	1,00		
4	0,76 (0,74 - 0,80)	0,77 (0,73 - 0,81)	0,77 (0,72 - 0,82)	1,00	
5	0,63 (0,60 - 0,66)	0,81 (0,78 - 0,85)	0,71 (0,68 - 0,77)	0,65 (0,61 - 0,69)	1,00

habilidade(s) que o instrumento se propõe a avaliar. De fato, é possível afirmar que o IBALEC pode proporcionar uma medida do nível de alfabetização de dada criança. Assim, ao usarmos o termo “alfabetização”, estamos nos referindo a uma habilidade geral de domínio básico do código alfabético, a qual possibilita o acesso do indivíduo a um novo tipo de linguagem para a compreensão e expressão de significados, a linguagem escrita [alfabética]. Nesse sentido, pode-se argumentar, a princípio, que seria essa habilidade geral, de domínio básico da linguagem escrita, a variável latente unitária subjacente à construção do instrumento.

Entretanto, é fácil observar, mesmo a partir das argumentações anteriores, que o domínio da linguagem escrita pressupõe duas grandes habilidades que, embora altamente correlacionadas, envolvem processos cognitivos não completamente equivalentes do ponto de vista cognitivo e, sobretudo, funcional. Mesmo levando em conta a existência de circuitos e processos comuns envolvendo o processamento, armazenamento e recuperação de informações linguísticas na/da memória, as divergências entre os processos de leitura e escrita precisam ser consideradas. Ehri (1998), por exemplo, considera que o ato de escrever ortograficamente exige da memória mais informações do que a leitura de palavras, embora considere também que, no início do desenvolvimento dessas habilidades, a escrita, ao invés da leitura, pode ser responsável pela emergência de estratégias mais evoluídas (Ehri, 2013). Segundo a autora, na fase pré-alfabética, a leitura não é analítica e não envolve o som das letras, ao passo que a escrita, nessa mesma fase, por meio da invenção de escritas da criança, acaba por chamar atenção para as letras e seus respectivos sons, favorecendo o início da “escrita fonética”, característica da fase parcialmente alfabética. Essa “dissociação” entre os processos usados para ler e escrever durante a evolução destas aprendizagens pode ser explicada também pela direção dos processamentos

envolvidos, os quais exigem formas diferentes de consciência grafofonêmica, isto é, reconhecer relações grafemas-fonemas na leitura e produzir relações fonemas-grafemas na escrita (Soares, 2016).

O IBALEC foi elaborado, portanto, visando à avaliação das duas habilidades que compõem o domínio da linguagem escrita, ou seja, as habilidades de leitura e de escrita. Essas habilidades, por sua vez, comportam, cada uma delas, diferentes níveis de complexidade, envolvendo, desde habilidades mais básicas de codificação (escrita) e decodificação (leitura) de palavras, até as habilidades de produção e compreensão de textos escritos, o que implicaria em, ao menos, quatro dimensões avaliativas. O objetivo de criar um instrumento de breve aplicação, entretanto, dificulta a proposta de uma atividade voltada para a elaboração de texto escrito, de modo que optou-se pela demanda da escrita de frases que permitissem abordar aspectos de organização sintático-semânticos da produção escrita, além da aplicação de regras ortográficas que vão além do nível lexical. Atendendo à sugestão de alguns especialistas que analisaram a adequação do conteúdo do IBALEC (Nobile et al., 2021), optou-se por introduzir também, no caso da leitura, a avaliação da compreensão do significado de frases escritas, gerando assim, uma dimensão intermediária em termos de complexidade de leitura, entre a simples decodificação de palavras isoladas e a compreensão de textos.

Essa organização do instrumento parece-nos explicar o bom ajustamento do modelo correlacional de cinco fatores, obtido por meio da análise fatorial confirmatória, bem como as correlações observadas entre os fatores, as quais, embora indicando expressivas relação entre eles, também sugerem a existência de especificidades em termos dos subcomponentes das habilidade de leitura e escrita avaliadas pelo instrumento. A confiabilidade desse modelo também foi bastante elevada, sendo também o modelo que

Tabela 4.
Indicadores Gerais dos Modelos Testados

Índice	Técnica	MODELOS INICIAIS		MODELOS FINAIS			
		1 Fator	Correlacional 5 Fatores	Bifator - 5 Fatores	1 Fator	Correlacional 5 Fatores	Bifator - 5 Fatores
Exploratory	Determinant of the matrix		< 0,00001		< 0,00001		
	Adequacy of correlation matrix Bartlett		9336,1 (df = 666)*		9336,1 (df = 561)*		
	KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)		0,98		0,98		
	Explained Variance (Kaiser Criterion)	73,73%	85,91%	74,01%	75,95%	87,62%	87,26%
Reliability	Explained Variance (AP)	74,77%	88,13%	87,41%	77,33%	89,12%	87,41%
	Correlation (r=)		0,34 a 0,94			0,55 a 0,89	
Unidimensional Assessment	Standardized Cronbach's Alpha	0,98	0,87	0,98	0,99	0,99	0,98
	McDonald's Omega	0,97	0,88	0,97	0,97	0,97	0,97
	Construct Reliability - Index G H (Latent and Observed)	0,99	0,93 a 0,98	0,67 a 0,74	0,99	0,92 a 0,98	0,67 a 0,75
Quality and Effectiveness	Unidimensional Congruence (UNICO)		0,99			0,99	
	Explained Common Variance (ECV)		0,93			0,93	
	Mean of item residual absolute loading (MIREAL)		0,19			0,19	
Quality and Effectiveness	Factor Determinacy Index (FDI)	0,99	0,96 a 0,99	0,82 a 0,86	0,99	0,96 a 0,99	0,82 a 0,86
	EAP Marginal Reliability	0,99	0,93 a 0,99	0,67 a 0,75	0,99	0,93 a 0,99	0,67 a 0,75
	Sensitivity Ratio (SR)	11,65	3,63 a 9,42	1,44 a 1,72	11,5	3,57 a 9,45	1,44 a 1,72
	Expected percentage of true differences (EPTD)	99,40%	94,1% a 98,9%	85,4% a 87,2	99,40%	93,9% a 98,9%	85,4% a 87,2

* p = 0.001;

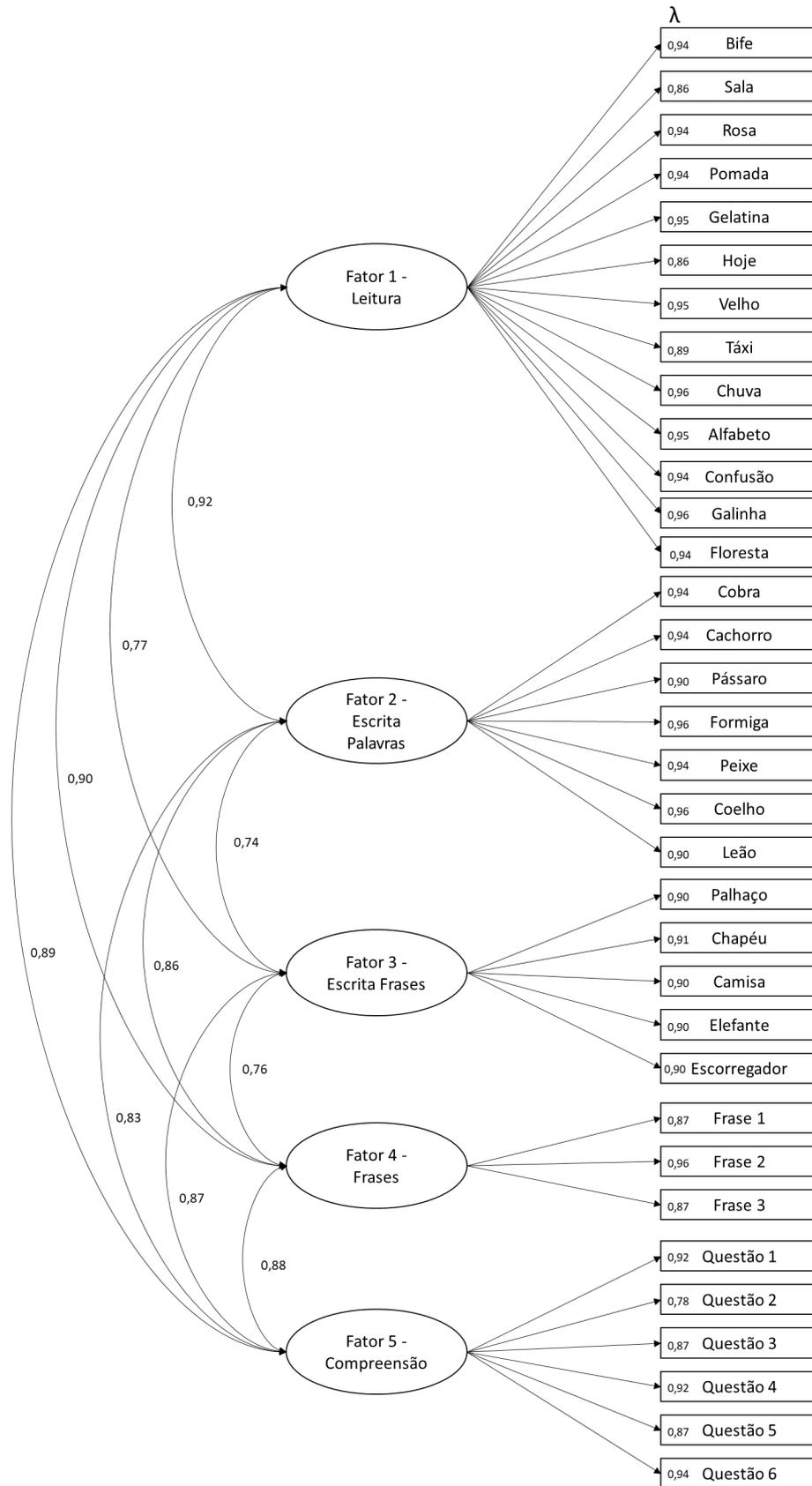


Figura 2. Diagrama de caminhos do modelo relacional (cargas fatoriais (λ) e covariância dos fatores.

apresentou os melhores parâmetros estatísticos nos demais critérios estabelecidos.

É preciso acrescentar, por fim, uma palavra final sobre a atividade de avaliação do conhecimento do alfabeto, a qual aborda uma competência básica, considerada pré-requisito para as habilidades de leitura e escrita. A ideia é que essa atividade somente seja aplicada no caso do insucesso absoluto da criança na leitura e escrita de palavras, o que seria critério para a não aplicação das atividades mais evoluídas envolvendo a escrita de frases e a compreensão da leitura. Nesses casos, torna-se essencial a avaliação do alfabeto, uma vez que dificuldades nesse domínio, em alunos do ensino fundamental, são indicativos de risco de dificuldades e distúrbios de aprendizagem (Justi et al., 2020).

Considerações Finais

As análises efetuadas, após a exclusão de dois itens da prova de leitura de palavras, demonstram um bom ajustamento do instrumento a um modelo de estrutura interna composto por cinco fatores correlacionados, os quais poderiam ser assim nomeados: F1: Leitura de Palavras (decodificação); F2: Escrita de Palavras (Codificação); F3: Escrita de Frases; F4: Leitura/Compreensão de Frases; F5: Leitura/Compreensão de Texto. Esses resultados, portanto, constituem forte evidência da validade de construto do IBALEC, como instrumento adequado para avaliar habilidades básicas de leitura e escrita a serem desenvolvidas nos anos iniciais do ensino fundamental.

No momento, encontram-se em elaboração as análises estatísticas referentes à normatização do instrumento, de modo que ele possa vir a ser utilizado na prática educacional e na clínica dos distúrbios de aprendizagem. Por outro lado, uma possível limitação do estudo diz respeito ao fato da amostra ter sido coletada apenas numa cidade do Brasil, o que poderia dificultar a generalização dos resultados obtidos para toda a população de alunos dos anos iniciais do ensino fundamental. Essa limitação, entretanto, poderá ser superada com a aplicação futura do instrumento a novos grupos amostrais.

Referências

Alves, L. M., & Ribeiro, M. M. (2011). Desempenho em memória de trabalho em escolares com e sem queixas de alterações de aprendizagem.

Revista Teceer, 4(6), 54-65. doi: 10.15601/1983-7631/RT.V4N6P54-65

Andrade, O. C. A., Andrade, P. E., & Capellini, S. A. (2014). Caracterização do perfil cognitivo-linguístico de escolares com dificuldades de leitura e escrita. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 27(2), 358-367. doi:10.1590/16787153.201427217

APA - Associação Psiquiátrica Americana (2014). *Manual Diagnóstico e Estatístico dos Transtornos Mentais - DSM-V*. Artmed.

Asparouhov, T., & Muthén, B. (2010). Simple second order chi-square correction. *Mplus technical appendix*, 1-8. Statmodel. Recuperado de https://www.statmodel.com/download/WLSMV_new_chi21.pdf

Auerswald, M., & Moshagen, M. (2019). How to determine the number of factors to retain in exploratory factor analysis: A comparison of extraction methods under realistic conditions. *Psychological Methods*, 24(4), 468-491. doi:10.1037/met0000200

Bandalos, D. L. (2018). *Measurement theory and applications for the social sciences*. Guilford Publications.

Batista, M., & Pestun, M. S. V. (2019). O Modelo RTI como estratégia de prevenção aos transtornos de aprendizagem. *Psicol. Esc. Educ.*, 23, e205929. doi:10.1590/2175-35392019015929

Briggs, N. E., & MacCallum, R. C. (2003). Recovery of weak common factors by maximum likelihood and ordinary least squares estimation. *Multivariate Behavioral Research*, 38(1), 25-56. doi:10.1207/S15327906MBR3801_2

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. doi:10.1007/BF02310555

Dimitrov, D. M. (2014). *Statistical methods for validation of assessment scale data in counseling and related fields*. John Wiley & Sons.

Dobriban, E., & Owen, A. B. (2018). Deterministic parallel analysis: An improved method for selecting factors and principal components. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 81(1), 163-183. doi:10.1111/rssb.12301

Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2013). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British*

- Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi:10.1111/bjop.12046
- Ehri, L. C. (1998). Learning to read and learning to spell are one and the same, almost. Em C. Perfetti, L. Rieben, & M. Fayol (Eds.), *Learning to spell: research, theory, and practice across languages* (pp.237-269). Lawrence Erlbaum Associates.
- Ehri, L. C. (2013). O desenvolvimento da leitura imediata de palavras: Fases e estudos. Em M. J. Snowling, & C. Hulme (Eds.), *A ciência da leitura* (pp.153-172). Penso.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factorscoreestimatesinexploratoryitemfactoranalysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762-780. doi:10.1177/0013164417719308
- Gough, P. B., & Tunmer, W. E. (1986). Decoding, reading, and reading disability. *Remedial and Special Education*, 7, 6-10. doi:10.1177/074193258600700104
- Grice, J. W. (2001). Computing and evaluating factor scores. *Psychological Methods*, 6(4), 430-450. doi:10.1037//1082-989X.6.4.430-450
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R., & Tatham, R. L. (2019). *Multivariate Data Analysis*. (8^a ed). Cengage Learning.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). *Rethinking construct reliability within latent variable systems. Structural equation modeling present and future a festschrift in honor of Karl Joreskog*, 195-216. TIB. Recuperado de <https://www.tib.eu/en/search/id/BLCP:CN039007976/Rethinking-construct-reliability-within-latent?cHash=78afdf4ff256545a5a2a507e3920cea4>
- Hoekstra, R., Vugteveen, J., Warrens, M. J., & Kruijen, P. M. (2019). An empirical analysis of alleged misunderstandings of coefficient alpha. *International Journal of Social Research Methodology*, 22(4), 351-364. <https://doi:10.1080/13645579.2018.1547523>
- Howard, M. C. (2016). A review of exploratory factor analysis decisions and overview of current practices: What we are doing and how can we improve? *International Journal of Human-Computer Interaction*, 32(1), 51-62. doi:10.1080/10447318.2015.1087664
- Justi, C. N. G., Cunha, N., & Justi, F. R. (2020). Letter-name knowledge: Predicting reading and writing difficulties. *Estudos de Psicologia. (Campinas)*, 37. doi:10.1590/1982-0275202037e180173
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Psychology Press.
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433. doi:10.1037/met0000144.
- Morais, J., Leite, I., & Kolinsky, R. (2013). Entre a pré-leitura e a leitura hábil: Condições e patamares da aprendizagem. Em M. R. Maluf, & C. Cardoso-Martins (Eds.), *Alfabetização no Século XXI: Como se aprende a ler e a escrever* (pp. 17-48). Penso.
- Nobile, G. G., Barrera, S. D., & Rebustini, F. (2021). IBALEC – Instrumento para Breve Avaliação da Leitura, Escrita e Compreensão. Em J. F. de Salles, & A. L. Navas (Eds.), *Avaliação da linguagem oral, escrita e de habilidades relacionadas* (pp. 117-123). Vetor.
- Osborne, J. W., & Banjanovic, E. S. (2016). *Exploratory factor analysis with SAS*. SAS Institute.
- Perfetti C. A., Landi N., & Oakhill J. (2013). A aquisição da habilidade de compreensão da leitura. Em M. J. Snowlin, & C. Hulme (Eds.). *A ciência da leitura* (pp 245-265). Penso.
- Quinn, H. O. C. (2014). *Bifactor models, explained common variance (ECV), and the usefulness of scores from unidimensional item response theory analyses* (Dissertação de mestrado). College of Arts and Sciences, Department of Psychology and Neuroscience. doi:10.17615/t6ff-a088
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. doi:10.1080/00273171.2012.715555
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. doi:10.1037/met0000045
- Rotta, N. T. (2016). Dificuldades para aprendizagem. Em N. T. Rotta, L. Ohlweiler, & R. Riesgo (Eds.), *Transtornos da Aprendizagem: abordagem neurobiológica e multidisciplinar* (pp. 94-104). Artmed.
- Salles, J. F., Picollo, L. R., & Miná, C. S. (2017). *LPI - Avaliação de Leitura de Palavras e Pseudopalavras Isoladas* (Coleção ANELE 1). Vetor.
- Seabra, A. G., Dias, N., & Capovilla, F. C. (2013). Prova de Escrita sob Ditado (versão reduzida). Em A. G.

- Seabra, & N. M. Dias (Eds.), Avaliação neuropsicológica cognitiva: Leitura, escrita e aritmética (pp. 54-59). Memnon.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107. doi:10.1007/s11336-008-9101-0
- Soares, M. (2016). *Alfabetização: A questão dos métodos*. Contexto.
- Stein, L. M., Giacomoni, C. H., & Fonseca, R. P. (2019). *TDE II – Teste de Desempenho Escolar*. Vetor.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using Multivariate Statistics*. Pearson.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi:10.1037/a0023353
- Timmerman, M. E., Lorenzo-Seva, U., & Ceulemans, E. (2018). The number of factors problem. Em P. Irwing, T. Booth, & D. J. Hughes (Eds.), *The Wiley handbook of psychometric testing: a multidisciplinary reference on survey, scale and test development*, (pp. 305-324). Wiley-Blackwell.

Recebido em: 29/04/2021

Reformulado em: 21/09/2021

Aprovado em: 01/11/2021

Sobre os autores:

Gislaine Gasparin Nobile é Pós Doutoranda em Psicologia pela Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Ribeirão Preto (FFCLRP), Universidade de São Paulo (USP)/Brasil. Doutora e Mestre em Psicologia Escolar pela FFCLRP, Psicopedagoga, Neuropsicopedagoga e Pedagoga pela FFCLRP. É membro do Laboratório de Psicologia da Educação e Escolar (LAPEES - FFCLRP-USP) e do Laboratório Escolarização Inicial e Desenvolvimento Psicológico (EIDEP - PUC - SP).

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5463-4779>

E-mail: gislainenobile@yahoo.com.br

Flávio Rebastini é Pós-doutorado em Desenvolvimento Humano e Tecnologias pela UNESP/Rio Claro. Pós-Doutorado em Psicometria (Universidade de Québec à Trois-Rivières - Canadá). Doutor em Desenvolvimento Humano e Tecnologia pela UNESP/Rio Claro. Mestre em Ciências da Motricidade pela UNESP/Rio Claro. Professor da Escola de Artes, Ciências e Humanidades – Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil (Programa de Gerontologia).

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3746-3266>

E-mail: flrebustini@gmail.com

Sylvia Domingos Barrera é Psicóloga pela Universidade de São Paulo (USP), Mestre e Doutora em Psicologia Escolar e do Desenvolvimento Humano (USP). Atualmente é professor doutor - ms3 da Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Ribeirão Preto (USP). Tem experiência nas áreas de Psicologia Educacional e Psicologia Cognitiva, atuando principalmente nos temas: alfabetização, consciência fonológica, habilidades metalinguísticas, dificuldades de aprendizagem, leitura e escrita.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7924-2755>

E-mail: sdbarrera@ffclrp.usp.br

Contato com os autores:

Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Ribeirão Preto. Departamento de Pós Graduação em Psicologia
Universidade de São Paulo
Av. Bandeirantes, 3900, Bairro Monte Alegre
Ribeirão Preto-SP, Brasil
CEP: 14040-901