
ESTUDO DA MULTIDIMENSIONALIDADE DO MABC-2 (7 A 10 ANOS) EM CRIANÇAS DA REGIÃO METROPOLITANA DE RECIFE-PE**STUDY OF THE MULTIDIMENSIONALITY OF THE MABC-2 (7 TO 10 YEARS OLD) IN CHILDREN FROM THE METROPOLITAN REGION OF RECIFE-PE**Hanne Alves Bakke¹, Silvia Wanick Sarinho² e Maria Teresa Cattuzzo³¹Instituto Federal da Paraíba, Patos-PB, Brasil.²Universidade Federal de Pernambuco, Recife-PE, Brasil.³Universidade de Pernambuco, Recife-PE, Brasil.

RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi de analisar a multidimensionalidade do MABC-2 (7 a 10 anos) em crianças de Recife (PE). Foram avaliadas 123 crianças (7 a 10 anos) da região metropolitana de Recife (PE), sendo 64 do sexo masculino e 59 do feminino. Os dados foram avaliados quanto à normalidade com o teste de Kolmogorov-Sminov e à adequacidade da realização da Análise Fatorial (AF) com os testes de adequacidade da amostra de KMO e as medidas individuais e de Esfericidade de Bartlett. O método de extração foi *principal axis factoring* (rotação Varimax), com aplicação da *Parallel Analysis* (Monte Carlo *Simulation*) para determinar o número de fatores. Os subtestes apresentaram baixa correlação entre si, com medidas individuais insatisfatórias em dois dos subtestes. A *Parallel Analysis* identificou a presença de dois fatores, com agrupamento diferente do MABC-2 e com subtestes sem cargas fatoriais significativas nos fatores. A exclusão de três subtestes resultou em um modelo melhor ajustado. Apesar de confirmada a multidimensionalidade, esta divergiu daquela proposta pelos autores, com problemas nas correlações das variáveis, extração no número de fatores, assim como no agrupamento dos subtestes. A exclusão de três subtestes (DM3, AR2 e EQ 3) revelou um modelo mais ajustado.

Palavras-chave: Validade dos testes. Estudos de validação. Análise fatorial.

ABSTRACT

The objective of this research was to evaluate the multidimensionality of the MABC-2 (7 to 10 years old) in children from Recife (PE). 123 children (7 to 10 years old) from the metropolitan region of Recife (PE) were assessed. 64 were male and 59 female. The data was tested for normality using the Kolmogorov-Smirnov test and for Factor Analysis (FA) adequacy by the KMO Measure of Sampling Adequacy (KMO), Bartlett's sphericity test and the individual measures of sampling adequacy (MSA). The main extraction method was principal axis factoring (Varimax rotation). The number of factors was determined by the Parallel Analysis (Monte Carlo Simulation). The sub-tests presented a low correlation between themselves, with unsatisfactory individual measures in two of the subtests. Parallel Analysis identified two factors, diverging from the MABC-2 grouping, and with subtests without significant Factorial loadings within the factors. The exclusion of three subtests resulted in a better adjusted model. Although multidimensionality was confirmed, the structure diverged from that proposed by the authors, with problems between the correlation of the variables, extraction in the number of factors, as well as in the grouping of the sub-tests. The exclusion of three sub-tests (DM3, AR2 and EQ3) revealed a more adjusted model.

Keywords: Validity of tests. Validation studies. Factor analysis.

Introdução

Os transtornos motores podem comprometer o desempenho funcional das crianças, tanto nas atividades diárias como as escolares^{1,2}, que pode perdurar até a sua vida adulta, excluindo-as de atividades importantes da vida diária³. Desta forma, a detecção precoce desses através de ferramentas de avaliação pode permitir uma intervenção e minimização destes efeitos^{4,5}.

Um dos testes mais utilizados para a avaliação de habilidades motoras em crianças é o *Movement Assessment Battery for Children – MABC*⁶⁻¹¹, que está em sua segunda edição¹². As diferenças entre as duas versões incluem a ampliação das idades (faixa etária) avaliadas, a redução de grupos etários (quatro para três), a revisão e a inclusão de itens, a apresentação de um método de interpretação inovador, a inclusão de uma amostra mais representativa e a

reestruturação de subtestes⁶. Trata-se de uma ferramenta já utilizada em pesquisas no Brasil¹³⁻¹⁷. No entanto, até o momento, há poucos estudos publicados que se propõem a avaliar aspectos de validade e/ou confiabilidade em crianças brasileiras^{18,19}.

Estudos de validade podem ser divididos em validade preditiva, validade concorrente, validade de conteúdo e validade de constructo²⁰. Ainda segundo os autores, a preditiva é avaliada quando o critério é obtido após a aplicação do teste. Quando se estuda a substituição de um teste por outro, avalia-se a validade concorrente. Na de conteúdo, demonstra-se que os itens do teste são uma amostra de um universo objeto de estudo, estabelecida dedutivamente. A validade de constructo avalia o quanto uma medida demonstra a variabilidade do constructo para o qual ele foi elaborado²¹. A ausência desta implica em dificuldades na interpretação dos resultados obtidos por um teste²².

Uma das condições necessárias, embora não suficiente, para a validade de constructo é a validade fatorial, que trata do estudo dos constructos que uma escala mede e do número destes, bem como das variáveis que os compõem²³. Constructo é o nome que se dá aos fatores hipotéticos que determinam comportamentos que não podem ser medidos diretamente, apenas estimados²¹.

Para Kita et al.²⁴, a validade fatorial deve ser verificada pois ela influencia diversos aspectos do MABC-2, tais como a correspondência dos domínios e seus itens, assim como o cálculo dos escores dos domínios e total. Esta já foi avaliada no MABC-2 nos estudos de Wagner et al.²⁵, Silveira¹⁹ e Hua et al.²⁶. No entanto, todos detectaram uma estrutura problemática na composição dos três domínios. Além disso, em se tratando de confiabilidade, o MABC-2 foi o teste que apresentou menor alfa de Cronbach ($\alpha=0,432$) quando comparado ao TGMD-2 e a Escala de Desenvolvimento Motor – EDM¹⁹. No entanto, a pesquisa de Kita et al.²⁴ revelou dados de alta validade fatorial da faixa etária 2 em crianças Japonesas.

Tendo em vista que a validação fatorial é uma das etapas a serem estudadas na validade de uma ferramenta, o objetivo desse artigo é verificar a multidimensionalidade do instrumento MABC-2 (7 a 10 anos) em crianças da região metropolitana de Recife- PE.

Métodos

Participantes

Trata-se de um estudo de desenvolvimento metodológico para validação de instrumento, que foi realizado com 123 crianças de escolas públicas e particulares da região metropolitana de Recife-PE. Todas as crianças tinham idades compreendidas entre 7 e 10 anos ($\bar{x}=9,0$ anos; $SD=1,11$ anos), sendo 64 do sexo masculino e 59 do feminino, com peso variando de 17,60 kg a 68,40 ($\bar{x}=31$ kg; $SD=9,46$ kg) e altura de 113 cm a 160 cm ($\bar{x}=133,09$ cm; $SD=9,78$ cm). As crianças foram avaliadas em uma área reservada nas escolas em horários estabelecidos em comum acordo entre as instituições, os pesquisadores e os responsáveis pelas crianças. Foram excluídas do estudo as crianças com problemas ortopédicos, neurológicos ou cardíacos.

A pesquisa é aprovada pelo Comitê de Ética do Complexo Hospitalar HUOC/ PROCAPE pelo parecer 171.473 em 13/12/2012. Todas as crianças e seus responsáveis foram esclarecidos quanto aos procedimentos da pesquisa, com autorização registrada com a assinatura do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido pelos responsáveis.

Instrumento

O desempenho motor das crianças foi avaliado através da ferramenta MABC-2 faixa etária 2 (7 a 10 anos). O teste engloba oito itens agrupados em três domínios: Destreza Manual - DM (três itens: colocar pinos –DM1, enfiar o cordão – DM2, desenhar trilha – DM3), Apontar e Receber – AR (dois itens: receber com as duas mãos – AR1, arremessar

saquinhos de feijão no tapete – AR2) e, Equilíbrio (três itens: equilíbrio sobre a prancha - EQ1, andar para frente com o calcanhar tocando o dedão – EQ2, saltito sobre os tapetes – EQ3). Os dados da aplicação (escores brutos) foram convertidos em escores padrão, de acordo com a idade da criança, em cada domínio, que gerou escores de componente e padrões em cada habilidade. Estes, quando somados, fizeram o diagnóstico do desempenho motor geral. Escores iguais ou abaixo do 5º percentil indicaram significativa dificuldade no movimento; escores entre o 6º e 16º percentil sugeriram uma maior probabilidade de dificuldade no movimento; e, acima do 16º percentil indicou ausência de dificuldades no movimento. Foram coletadas, ainda, as medidas de peso, com uso de uma balança digital, e de altura, com instrumento antropométrico próprio.

Procedimentos

As crianças foram avaliadas nas escolas, entre os meses de abril de 2013 e outubro de 2014, em horários estabelecidos em comum acordo entre as instituições e os pesquisadores. O teste foi aplicado por uma dupla de avaliadores, seguindo protocolo sugerido pelos autores¹².

Análise dos dados

A Análise Fatorial (AF) pode ser utilizada para reduzir o número de variáveis (correlacionadas entre si), definindo-as em poucos fatores, assim como para estudar a estrutura subjacente dos dados²⁷. Para análise dos dados foi utilizada a AF com o programa SPSS (v. 17.0), cujo pressuposto é a normalidade multivariada²⁸. Foram avaliados, os escores padrões de cada tarefa com o teste *Kolmogorov-Smirnov* ($p > 0,05$). Tendo em vista que os dados não apresentaram comportamento normal, aplicou-se o método de extração *principal axis factoring*, indicada nesses casos²⁹.

Para melhorar a interpretação dos resultados de uma AF, empregou-se os métodos de rotação, que podem ser ortogonais ou oblíquas. Dentre as ortogonais, pode-se citar a VARIMAX como uma das mais usadas, que busca uma simplificação, maximizando a soma das variâncias de cargas na matriz fatorial. Esta rotação resulta em cargas fatoriais muito altas, ou seja, próximas de +1 ou -1, e outras muito baixas (próximas a 0), tornando os resultados mais fáceis de se interpretar³⁰.

Ainda segundo os autores³⁰, cargas fatoriais em entre 0,3 e 0,4 são consideradas minimamente aceitáveis na solução fatorial. Na presente pesquisa, foram consideradas como significativas aqueles subtestes com cargas superiores à 0,4. Além disso, buscou-se a estruturação simples dos componentes dos fatores, tentando eliminar possíveis cargas cruzadas (cargas representativas em mais de um fator).

O ajuste à análise fatorial foi verificado pela medida de adequação da amostra de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO), teste de esfericidade de Bartlett e as medidas individuais de adequação da amostra (MSA). Em se tratando da medida de adequação da amostra KMO foram considerados os parâmetros: abaixo de 0,5 – inaceitável; 0,5 a 0,6 - miserável; 0,6 a 0,7 - medíocre; 0,7 a 0,8 - razoável; 0,8 a 0,9 - bom; 0,9 ou superior, excelente³¹. Para o teste de esfericidade de Bartlett, foi considerado o nível de confiança de 95%, e para o MSA, valores abaixo de 0,5 foram considerados inaceitáveis³⁰.

A definição do número de fatores foi realizada com a *Parallel Analysis* (Monte Carlo *Simulation*), com intervalo de confiança de 95%. Foram consideradas significantes cargas fatoriais com valores maiores que 0,4. Este é um dos métodos mais precisos³², que tem como princípio a comparação os *eigenvalues* antes da aplicação de um rotação com aqueles originados de uma matriz de valores aleatórios da mesma dimensão. Aqueles valores da análise fatorial que forem maiores que os dos dados aleatórios correspondentes podem ser retidos; os menores podem não ser verdadeiros³³.

As análises foram realizadas com o uso do programa SPSS (v. 17.0). Para a análise foram considerados os escores padrões de cada subteste. Nos casos onde ambos os membros foram testados (DM1, EQ1 e EQ3), utilizou-se o escore padrão final do subteste, totalizando oito componentes para análise.

Resultados

Um dos primeiros passos para a realização de uma AF é a avaliação das correlações entre as variáveis a serem agrupadas³⁰. Percebe-se que há, dentre as 28 possíveis correlações entre variáveis, 17 (60,7%) que apresentaram correlações significativas (Tabela 1).

Tabela 1. Valores das correlações entre os subtestes

	DM1	DM2	DM3	AR1	AR2	EQ1	EQ2	EQ3
DM1	1,000							
DM2	0,394*	1,000						
DM3	0,104	0,244*	1,000					
AR1	-0,087	-0,114	0,089	1,000				
AR2	-0,242*	0,039	0,055	0,345*	1,000			
EQ1	-0,026	0,078	0,312*	0,257*	0,321*	1,000		
EQ2	0,111	0,207*	0,193*	0,286*	0,009	0,305*	1,000	
EQ3	0,063	0,227*	0,169*	0,176*	0,160*	0,151*	0,226*	1,000

Nota: *valores significativos para $p < 0,05$. DM1: Destreza Manual 1; DM2: Destreza Manual 2; DM3: Destreza Manual 3; AR1: Apontar e Receber 1; Apontar e Receber 2; EQ1: Equilíbrio 1; EQ2: Equilíbrio 2; EQ3: Equilíbrio 3.

Fonte: Os autores

Além disso, a realização da AF foi justificada pelos testes de adequação da amostra KMO (0,570), assim como o teste de Esfericidade de Bartlett (sig. 0,000). Estes demonstraram valores satisfatórios para o prosseguimento da análise e a existência de correlações significativas entre algumas das variáveis.

Entretanto, quando analisadas as medidas individuais de adequabilidade da amostra (MSA) segundo o critério proposto por Hair et al.³⁰, as variáveis DM2 e AR2 demonstraram-se problemáticas com valores inferiores a 0,5 (Tabela 2).

Tabela 2. Medidas individuais de adequação da amostra e correlações parciais baseados na matriz anti-imagem

	DM1	DM2	DM3	AR1	AR2	EQ1	EQ2	EQ3
DM1	0,525 ^a							
DM2	-0,388	0,495 ^a						
DM3	-0,011	-0,183	0,673 ^a					
AR1	-0,047	0,232	-0,036	0,562 ^a				
AR2	0,270	-0,186	0,063	-0,320	0,478 ^a			
EQ1	-0,013	0,044	-0,269	-0,061	-0,284	0,639 ^a		
EQ2	-0,009	-0,182	-0,034	-0,284	0,191	-0,247	0,582 ^a	
EQ3	-0,002	-0,168	-0,077	-0,104	-0,097	-0,006	-0,128	0,751 ^a

Nota: ^aMedidas Individuais de Adequação da Amostra (MSA) – diagonal. DM1: Destreza Manual 1; DM2: Destreza Manual 2; DM3: Destreza Manual 3; AR1: Apontar e Receber 1; Apontar e Receber 2; EQ1: Equilíbrio 1; EQ2: Equilíbrio 2; EQ3: Equilíbrio 3.

Fonte: Os autores

Uma das decisões mais importantes a serem tomadas em uma AF é a extração do número de fatores²⁹, para o qual foi aplicado o *Parallel Analysis* (Monte Carlo *simulation*) considerado um dos mais precisos³². Segundo esse critério, recomenda-se a extração de dois fatores no MABC-2 (Figura 1), contrariando a proposta inicial da ferramenta, composta por três domínios de avaliação.

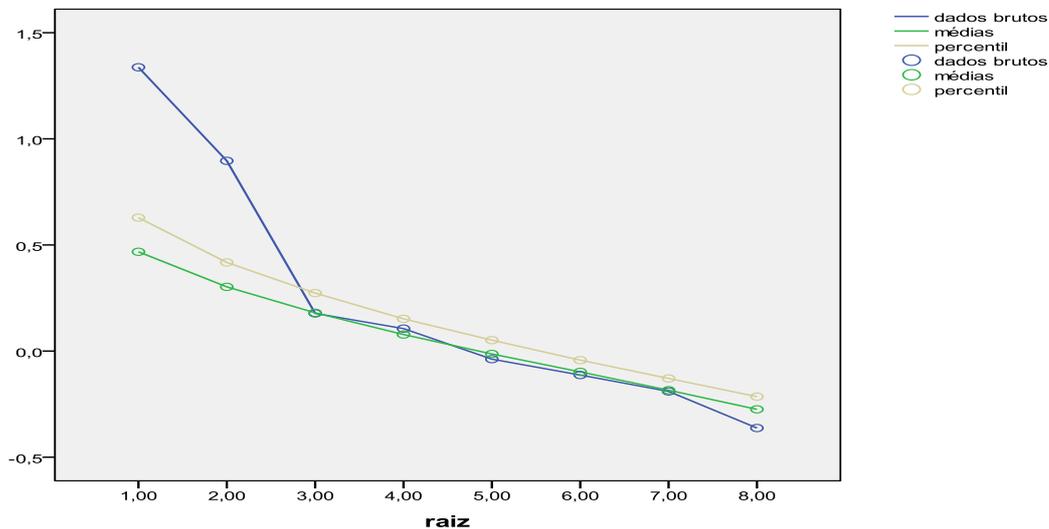


Figura 1. Número de fatores utilizando o método *Parallel Analysis* (Monte Carlo *simulation*) para um nível de significância de 95%

Fonte: Os autores

Ao se realizar a AF, aplicando a rotação Varimax, observa-se que três dos subtestes (EQ2, EQ3 e DM3) não apresentaram cargas significativas ($>0,4$) em seus respectivos fatores (Tabela 3). Além disso, em nenhum dos dois fatores houve a replicação da composição da proposta original da ferramenta.

Tabela 3. Matriz estrutural e cargas fatoriais dos fatores extraídos do MABC-2

Subteste	Fator 1	Fator 2	Comunalidade
EQ1	0,580	0,169	0,365
AR1	0,565	-0,065	0,323
AR2	0,531	-0,131	0,299
EQ2	0,368	0,338	0,250
EQ3	0,304	0,273	0,167
DM2	0,009	0,668	0,446
DM1	-0,217	0,561	0,362
DM3	0,275	0,349	0,197

Nota: DM1: Destreza Manual 1; DM2: Destreza Manual 2; DM3: Destreza Manual 3; AR1: Apontar e Receber 1; Apontar e Receber 2; EQ1: Equilíbrio 1; EQ2: Equilíbrio 2; EQ3: Equilíbrio 3. Método de extração: *principal axis factoring*; método de rotação: Varimax with Kaiser Normalization

Fonte: Os autores

Haja vista que dois dos subtestes não apresentaram cargas fatoriais significativas no modelo, foram realizadas consecutivas análises removendo variáveis, uma a uma (Tabela 4). Para a exclusão, o primeiro critério observado dentre os subtestes sem cargas representativas no modelo era o MSA: seria removido aquele com menor valor, caso fosse menor que 0,4, como sugerido por Hair et al.³⁰. Caso o MSA fosse acima de 0,4, seriam observados os valores das comunalidades: o subteste com menor variância explicada pelo fator seria

excluído da próxima análise. Assim, foi realizada uma nova AF, com a remoção do subtteste AR2, pois foi o que obteve o menor valor de MSA abaixo de 0,4 (Tabela 2).

Tabela 4. Realização da Análise Fatorial com a exclusão de subttestes não contemplados nos modelos

Modelo	Subttestes	KMO	MSA	Comunalidade	Cargas Fatoriais	
					1	2
1	DM1	0,637	0,578	0,208		0,456
	DM2		0,566	0,768		0,863
	DM3		0,690	0,193		
	AR1		0,593	0,294	0,498	
	EQ1		0,663	0,326	0,571	
	EQ2		0,693	0,325	0,552	
	EQ3		0,712	0,153*		
% Variância	Fator 1	28,791				
	Fator 2	20,313				
	Cum	49,404				
2	DM1	0,605	0,571	0,231		0,481
	DM2		0,553	0,693		0,825
	DM3		0,654	0,202*		
	AR1		0,581	0,261	0,472	
	EQ1		0,636	0,381	0,617	
	EQ2		0,640	0,307	0,529	
	% Variância		Fator 1	30,672		
Fator 2		24,047				
Cum		54,719				
3	DM1	0,561	0,543	0,263	0,512	
	DM2		0,514	0,596	0,769	
	AR1		0,561	0,316		0,532
	EQ1		0,624	0,246		0,495
	EQ2		0,584	0,418		0,607
	% Variância		Fator 1	32,226		
Fator 2		28,817				
Cum		61,044				

Nota: DM1: Destreza Manual 1; DM2: Destreza Manual 2; DM3: Destreza Manual 3; AR1: Apontar e Receber 1; Apontar e Receber 2; EQ1: Equilíbrio 1; EQ2: Equilíbrio 2; EQ3: Equilíbrio 3. Cum: Frequência Acumulada; KMO: Medida de adequação da amostra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO); MSA: Medidas Individuais de Adequação da Amostra.

*Critério utilizado para exclusão do subtteste.

Fonte: Própria

Os dados foram submetidos, ainda, as outras duas análises, excluindo as variáveis AR2 e EQ3. O último, o modelo 3, composto pelos subttestes: DM1, DM2, AR1, EQ1 e EQ2, foi aquele que apresentou maior percentual de variância explicada pelos fatores e teve todas as variáveis com cargas representativas em seus respectivos fatores (Tabela 4), sugerindo um melhor ajuste para os dados dessa pesquisa.

Discussão

A AF permite demonstrar a concordância das variáveis em medir uma ou mais dimensões em comum, podendo ser utilizada para descrever a estrutura conceitual subjacente de um instrumento³⁴. As dimensões, que são compostas por um grupo de variáveis que são

altamente correlacionadas, são consideradas como representantes de dimensões dentro dos dados³⁰.

Assim, um passo importante para a execução da AF é a observação das correlações entre as variáveis. Variáveis sem correlações significantes, podem não pertencer aos fatores, assim como aquelas com uma grande quantidade de correlações podem participar de diversos fatores simultaneamente³⁰. Em geral, o ideal é que a matriz de correlações deve apresentar a maior parte dos coeficientes acima de 0,3³⁵. Isso não foi observado na atual pesquisa, pois apenas cinco das possíveis combinações de variáveis apresentaram valores acima do mencionado e pode ter sido um dos motivos para o baixo valor do teste de adequacidade da amostra KMO, considerado baixo, embora aceitável para a realização da análise. Este teste é influenciado diretamente por estes valores, assim como pelo tamanho da amostra, número de variáveis, e inversamente pelo número de fatores³⁰. Todavia, o teste de Esfericidade de Bartlett confirmou a existência de pelo menos uma correlação significativa entre os subtestes do MABC-2.

Outro fato a ser considerado na realização da AF é o tamanho da amostra. Em geral, há recomendações de que a análise seja realizada com um número de observações maior ou igual a 100, tendo, pelo menos uma relação participante-variável de 5:1 ou superior^{28,30}. Ambos critérios foram atendidos nesta pesquisa, onde a amostra total foi de 123 crianças, com 8 variáveis no modelo.

A análise realizada com os oito subtestes revelou a presença de variáveis cujos valores de MSA foram inferiores a 0,5. Para Hair et al.³⁰, estas medidas podem ser utilizadas para identificar possíveis variáveis para eliminação no modelo. Elas devem ser retiradas uma a uma, iniciando por aquela com o MSA mais baixo e recalculando-se a AF até que as medidas individuais atinjam um nível aceitável. Entretanto, a decisão final sobre a continuidade de uma variável deverá ser pelo nível de associação entre ela e o fator extraído, *i.e.*, comunalidade³⁵.

Os dados apontam a existência de apenas duas dimensões, conforme indicado pela *Parallel Analysis* (Monte Carlo *simulation*), contrariando a proposta original dos autores para o MABC-2. O alinhamento dos subtestes diferente daquele esperado, assim como o melhor ajuste do modelo com a exclusão de três destes (AR2, EQ3 e DM3), sugerem a possibilidade de adaptação de alguns itens para fortalecer a validade de constructo do MABC-2, como o encontrado na pesquisa de Hua et al.²⁶. Nela, o modelo com composição de três domínios de habilidades motoras proposto também demonstrou ajuste insatisfatório na faixa etária 1, para as crianças chinesas²⁶. Mas, a exclusão dos subtestes: ‘*Drawing trail*’ e ‘*Walking heels raised*’, revelou um modelo melhor ajustado para os dados com as crianças daquele país.

O estudo de Silveira¹⁹, que analisou a mesma faixa etária que a atual pesquisa, também identificou agrupamento diferente entre os subtestes nos três fatores, além de baixo valor de consistência interna ($\alpha=0,432$). Já a pesquisa de Valentini, Ramalho e Oliveira¹⁸ aponta para boa validade de constructo. No entanto, a avaliação foi baseada apenas no índice α de Cronbach, que foi de 0,78.

O estudo de Wagner et al.²⁵, apesar de encontrar evidências para confirmação da validade fatorial em crianças da Alemanha (faixa etária 2), identificou problemas em suas sub-estruturas. Os autores destacam os subtestes DM3, AR1, EQ2 e EQ3 como sendo menos confiáveis, pois menos de 40% de suas respectivas variâncias são explicadas pelos fatores. De forma semelhante, três das quatro variáveis consideradas no estudo supracitado²⁵ como menos confiáveis, também apresentaram as menores variâncias explicadas pela solução fatorial (EQ2, EQ3 e DM3), demonstrando cargas fatoriais não significativas na análise com os oito subtestes (Tabela 4).

A discordância no agrupamento das variáveis com a proposta do MABC-2 aponta para a impossibilidade de se usar os escores de seus componentes (DM, AR, EQ) para interpretação. Todavia, uma escala não precisa ser multidimensional, *i.e.*, conter subescores medindo vários componentes. Ela pode ser unidimensional e conter um escore final para avaliar um determinado fenômeno. Para isso, os resultados da AF devem apontar para a existência de um único fator e, assim, a sua escala terá validade fatorial²³. No entanto, no presente estudo, foi identificado que o MABC-2 é multidimensional tendo em vista que a *Parallel Analysis* aponta para a existência de dois fatores, que são diferentes da proposta original do instrumento, não sendo atestada, portanto, a estrutura do instrumento original.

O desenvolvimento de um instrumento ocorre a partir de arcabouço teórico para que, por meio dos indicadores operacionais, possa se conhecer um constructo mais amplo. E, é com testes sobre sua validade, que se comprova o quanto da evidência e do suporte teórico estão presentes no instrumento desenvolvido³⁶. Embora a proposta da bateria de testes de desempenho motor pareça atrativa e que alguns subtestes aparentem captar alguns dos componentes do desempenho motor, as propriedades psicométricas da ferramenta não as favorece. A falta desta validade sugere a necessidade de rever a composição de alguns itens do teste para que este seja adequado para avaliar as crianças do Brasil, assim como pode comprometer as outras formas de validade (divergente, concorrente).

Implicações para a prática

A divergência na multidimensionalidade do MABC-2 indica que os domínios previstos para composição do instrumento não funcionam da forma como haviam sido previstos pelos autores. Isto pode comprometer a utilidade prática do teste, uma vez que a capacidade de avaliar o desempenho motor tal como prevista não foi confirmada. Isso não implica dizer que o resultado do MABC-2 é inválido, mas que os resultados de suas subescalas (destreza manual, apontar e receber e equilíbrio) devem ser interpretados com cautela quando aplicados, uma vez que podem estar sujeitos a erro, já que os resultados demonstraram uma estrutura diferente do que proposto pelos autores do teste.

Salienta-se, ainda, que a validade de constructo em uma análise fatorial não deve ser assumida apenas se a ferramenta aparenta ter uma estrutura fatorial adequada. De fato, a validade de constructo deve ser baseada em um contexto nomológico que incluem dados consistentes, que fazem surgir a impressão da aceitação de validade de constructo de uma determinada medida²¹.

Limitações do estudo

Apesar de esse estudo corroborar dados já encontrados em outras pesquisas, há algumas limitações que podem ser consideradas. Em se tratando de um país muito extenso e com várias influências culturais, é interessante avaliar a validade transcultural da ferramenta em diferentes regiões no Brasil, incluindo amostras maiores. Outras técnicas podem ser utilizadas para analisar o grau de ajuste do modelo inicial do MABC-2, a exemplo de técnicas com equações semi-estruturadas. As outras faixas etárias (1 e 3) também devem ser incluídas em análises posteriores.

Conclusões

O MABC-2, embora seja uma ferramenta já utilizada no Brasil, teve a sua multidimensionalidade confirmada, mas que, diverge da estrutura proposta pelos autores. Os dados revelaram problemas entre as correlações das variáveis, extração no número de fatores, assim como no agrupamento dos subtestes. A exclusão de três subtestes (DM3, AR2 e EQ3)

da análise revelou um modelo mais ajustado, levantando a possibilidade de se modificar estas atividades para aplicação do MABC-2 em crianças no Brasil.

No entanto, estudos posteriores com o aumento da amostra e uso de outras técnicas de análise devem ser conduzidos, assim como a análise das outras faixas etárias.

Referências

1. Wang T-N, Tseng M-H, Wilson BN, Hu F-C. Functional performance of children with developmental coordination disorder at home and at school. *Dev Med Child Neurol* 2009;51(10):817–25. Doi: 10.1111/j.1469-8749.2009.03271.x
2. Summers J, Larkin D, Dewey D. Activities of daily living in children with developmental coordination disorder: dressing, personal hygiene, and eating skills. *Hum Mov Sci* 2008;27(2): 215–29. Doi:10.1016/j.humov.2008.02.002
3. Cousins M, Smyth MM. Developmental coordination impairments in adulthood. *Hum Mov Sci* 2003;22(4–5):433–59. Doi:10.1016/j.humov.2003.09.003
4. Araújo CRS. Efeitos da terapia motora cognitiva no desempenho de atividades de crianças com transtorno do desenvolvimento da coordenação. [Dissertação de Mestrado em Ciências da Reabilitação]. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais. Escola de Educação Física, Fisioterapia e Terapia Ocupacional; 2010.
5. Gillberg C, Kadesjö B. Why bother about clumsiness? The implications of having Developmental Coordination Disorder (DCD). *Neural Plast* 2003;10(1–2):59–68. Doi: 10.1155/NP.2003.59
6. Wang Y-P, Su J-H, Su C-Y. Reliability and responsiveness of the Movement Assessment Battery for Children-Second Edition Test in children with developmental coordination disorder. *Dev Med Child Neurol* 2012;54(2):160–5. Doi:10.1111/j.1469-8749.2011.04177.x.
7. Edwards J, Berube M, Erlandson K, Haug S, Johnstone H, Meagher M, et al. Developmental coordination disorder in school-aged children born very preterm and/or at very low birth weight: a systematic review. *J Dev Behav Pediatr* 2011;32(9):678–87. Doi:10.1097/DBP.0b013e31822a396a.
8. Ellinoudis T, Evaggelinou C, Kourteissis T, Konstantinidou Z, Venetsanou F, Kambas A. Reliability and validity of age band 1 of the Movement Assessment Battery for Children--second edition. *Res Dev Disabil* 2011;32(3):1046–51. Doi:10.1016/j.ridd.2011.01.035.
9. Venetsanou F, Kambas A, Ellinoudis T, Fatouros I, Giannakidou D, Kourteissis T. Can the movement assessment battery for children-test be the 'gold standard' for the motor assessment of children with Developmental Coordination Disorder? *Res Dev Disabil* 2011;32(1):1–10. Doi:10.1016/j.ridd.2010.09.006.
10. Toniolo CS, Capelline SA. Transtorno do desenvolvimento da coordenação : revisão de literatura sobre os instrumentos de avaliação. *Rev Psicopedag* 2010;27(82):109–16. Doi: S0103-84862010000100011
11. Geuze RH, Jongmans MJ, Schoemaker MM, Smits-Engelsman BC. Clinical and research diagnostic criteria for developmental coordination disorder: a review and discussion. *Hum Mov Sci* 2001;20(1–2):7–47. Doi: 10.1016/S0167-9457(01)00027-6
12. Henderson SE, Sugden DA, Barnett AL. *Movement Assessment Battery for Children – 2: second edition (Movement ABC – 2)*. London: Pearson, 2007.
13. Iwamizu JS. Tradução, adaptação transcultural, validade e fidedignidade de um instrumento para identificação do perfil motor de crianças entre 3 e 5 anos de idade. [Dissertação de Mestrado em Ciências]. São Paulo: Universidade de São Paulo. Escola de Educação Física e Esporte; 2013.
14. Nascimento EMF, Contreira AR, Beltrame TS. Desempenho motor de escolares com idade entre 11 e 14 anos de. *ConScientiae Saúde*. 2011;10(2):231–8. Doi:10.5585/ConsSaude.v10i2.2590
15. Silva EVA, Contreira AR, Beltrame TS, Sperandio FF. Programa de intervenção motora para escolares com indicativo de Transtorno do Desenvolvimento da Coordenação - TDC. *Rev Bras Ed Esp* 2011;17(1):137–50. Doi: 10.1590/S1413-65382011000100010
16. Miranda TB. Perfil motor de escolares de 7 a 10 anos de com idade com indicativo de desordem coordenativa desenvolvimental (DCD). [Dissertação de Mestrado em Ciências do Movimento Humano]. Florianópolis: Universidade do Estado de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Ciência do Movimento Humano; 2010.
17. Miranda TB, Beltrame TS, Cardoso FL. Desempenho motor e estado nutricional de escolares com e sem transtorno do desenvolvimento da coordenação. *Rev Bras Cineantropom Desempenho Hum* 2011;13(1):59–66. Doi: 10.5007/1980-0037.2011v13n1p59
18. Valentini NC, Ramalho MH, Oliveira M. Movement Assessment Battery for Children-2: Translation, reliability, and validity for Brazilian children. *Res Dev Disabil* 2013; 35(3):733–40. Doi:10.1016/j.ridd.2013.10.028

19. Silveira RA. Avaliação das baterias motoras EDM, MABC-2 e TGMD-2. [Dissertação de Mestrado em Ciências do Movimento Humano]. Florianópolis: Universidade do Estado de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Ciências do Movimento Humano; 2010.
20. Cronbach L, Meehl P. Construct validity in psychological tests. *Psychol Bull.* 1955; 52(4): 281-302.
21. Sechrest L. Validity of measures is no simple matter. *Health Serv Res* 2005;40(5p2):1584–604. Doi:10.1111/j.1475-6773.2005.00443.x
22. Westen D, Rosenthal R. Quantifying construct validity: two simple measures. *J Pers Soc Psychol* 2003;84(3):608–18. Doi:10.1037/0022-3514.84.3.608%5
23. Rubin A, Babbie E. *Research methods for social work.* 8. ed. Belmont (CA): Brook/Cole Empowerment Series, 2014.
24. Kita Y, Suzuki K, Hirata S, Sakihara K, Inagaki M, Nakai A. Applicability of the Movement Assessment Battery for Children-Second Edition to Japanese children: A study of the Age Band 2. *Brain Dev* 2016;38(8):706–13. Doi:10.1016/j.braindev.2016.02.012
25. Wagner MO, Kastner J, Petermann F, Bos K. Factorial validity of the Movement Assessment Battery for Children-2 (age band 2). *Res Dev Disabil* 2011;32(2):674–80. Doi: 10.1016/j.ridd.2010.11.016
26. Hua J, Gu G, Meng W, Wu Z. Age band 1 of the Movement Assessment Battery for Children-Second Edition: exploring its usefulness in mainland China. *Res Dev Disabil* 2013;34(2):801–8. Doi:10.1016/j.ridd.2012.10.012
27. Editor IJSMI. Tutorial: Factor analysis revisited – An overview with the help of SPSS, SAS and R packages. *Int J Stat Med Informatics* 2017;3(1):1–14.
28. Reio Jr TG, Shuck B. Exploratory factor analysis: implications for theory, research, and practice. *Adv Dev Hum Resour* 2014;17(1):12–25. Doi:10.1177/1523422314559804
29. Damásio BF. Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. *Avaliação Psicológica* 2012;11(2):213–28.
30. Hair JF, Black WC, Babin B, Anderson RE, Tatham RL. *Análise fatorial.* In: *Análise multivariada de dados.* 6th ed. Porto Alegre - RS: Bookman, 2006.
31. Hutcheson GD, Sofroniou N. *The multivariate social scientist: introductory statistics using generalized linear models.* London: Sage Publications; 1999.
32. Watkins MW. Determining Parallel Analysis Criteria. *J Mod Appl Stat Methods* 2006;5(2):344–6. Doi: 10.22237/jmasm/1162354020
33. Franklin SB, Gibson DJ, Robertson PA, Pohlmann JT, Fralish JS. Parallel analysis: a method for determining significant principal components. *J Veg Sci* 1995;6(1):99–106. Doi: 10.2307/3236261
34. McDowell I. *Measuring health: A guide to rating scales and questionnaires.* 3rd ed. New York (NY): Oxford University Press, 2006.
35. Figueiredo Filho DB, Silva Júnior JA. Visão além do alcance: uma introdução à análise fatorial. *Opinião Pública* 2010;16(1):160–85. Doi: 10.1590/S0104-62762010000100007
36. Reppold CT, Gurgel LG, Hutz CS. O processo de construção de escalas psicométricas. *Avaliação Psicológica* 2014;13(2):307–10

Agradecimentos: Para Sarah Weinberg, da Editora Pearson; ao Conselho Nacional de Pesquisa (CNPq), ao Laboratório de Cognição e Comportamento Humano da Escola Superior de Educação Física da UPE.

Recebido em 09/03/17.

Revisado em 30/06/17.

Aceito em 13/12/17.

Endereço para correspondência: Hanne Alves Bakke. Endereço: Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia da Paraíba - Acesso Rodovia PB 110, s/n. Bairro Alto Tubiba. Patos -PB. CEP 58700-000. Telefone: 83 3423-9676. E-mail: hanne.bakke@ifpb.edu.br