

Universidade Católica de Pelotas
Centro de Ciências da Vida e da Saúde
Mestrado em Saúde e Comportamento

Estrutura Fatorial do WISC-III em crianças com dificuldades de
aprendizagem: uma validação em amostra brasileira

Francisco Antonio Soto Vidal

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Saúde e Comportamento, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Saúde e Comportamento, sob a orientação da professora Dra. Vera Lúcia Marques de Figueiredo

Pelotas, abril de 2010

Resumo

ESTRUTURA FATORIAL DO WISC-III EM CRIANÇAS COM DIFICULDADES DE APRENDIZAGEM: UMA VALIDAÇÃO EM AMOSTRA BRASILEIRA

A adaptação de um instrumento psicológico a outro meio cultural requer que sejam revisadas suas normas, sua validade e sua fidedignidade. Apesar de o WISC-III já ter sido adaptado ao contexto brasileiro, novos estudos sobre a verificação de sua validade de construto devem realizar-se quando utilizado em grupos clínicos. Este trabalho contribui a essa pesquisa e à investigação do modelo fatorial mais adequado para crianças brasileiras com dificuldades de aprendizagem (DA). Foram analisados 263 protocolos do teste WISC-III de alunos de escolas públicas encaminhados por seus professores para avaliação psicológica por apresentarem dificuldades em leitura, escrita e/ou aritmética. Foram utilizadas as técnicas estatísticas da Análise Fatorial Exploratória e da Análise Fatorial Confirmatória. O presente estudo, além de corroborar a estrutura fatorial definida na padronização brasileira, vai ao encontro dos resultados da pesquisa internacional quanto à definição do modelo de quatro fatores como o de melhor ajuste para o grupo clínico DA. Apesar de também ter identificado dois modelos trifatoriais como vantajosos quanto ao ajuste, parcimônia e interpretabilidade teórica, a estrutura quadrfatorial é a mais indicada para interpretar clinicamente as pontuações que expressam as habilidades cognitivas do grupo DA, uma vez que permite aproveitar as normas existentes do WISC-III para a população geral.

Palavras-chave: Avaliação da inteligência, WISC-III, Estrutura fatorial, Dificuldades de aprendizagem, Validade de construto

Abstract

FACTOR STRUCTURE OF THE WISC-III FOR CHILDREN WITH LEARNING DISABILITIES: A BRAZILIAN VALIDATION

The adaptation of a psychological instrument to another cultural environment requires that its rules, validity and reliability be revised. Although the WISC-III has already been adapted to the Brazilian context, further studies on the verification of its construction validity should be performed when used in clinical groups. This work contributes to this research and to the investigation of a factorial model that is more appropriate for Brazilian children with learning disabilities (LD). An amount of 263 WISC-III test protocols performed in public school students referred by their teachers by having difficulties in reading, writing and/or arithmetic after a psychological evaluation were analyzed. Statistical techniques of Exploratory Factor Analysis and Confirmatory Factor Analysis were performed. This study, besides corroborating the factor structure defined in the Brazilian standardization, meets the results of the international research for the definition of four-factor model as the best adjusting for the LD population. Although we also have identified two three-factor models as advantageous as to the fit, parsimony and theoretical interpretability, the four-factorial structure is the most suitable for clinical interpretation of the scores that express the AD group cognitive abilities, since it allows us to leverage existing standards of WISC -III for the general population

Keywords: Assessment of intelligence, WISC-III, Factor structure, Learning disabilities, Construct validity

A validade de construto é a qualidade essencial de um instrumento, mediante a qual se especifica o que o teste mede e se verifica a pertinência de interpretar os escores do ponto de vista do construto teórico avaliado (Anastasi & Urbina, 2000). Sempre que os instrumentos de avaliação forem aplicados em novos contextos, devem passar por adaptações e pela revisão de validade de sua estrutura (Reichenheim & Moraes, 2007). Do mesmo modo, para ser utilizados em populações específicas, os testes devem ser padronizados e adequados ao meio cultural e educacional do examinado (OMS, 1993).

As escalas Wechsler de inteligência, de origem norte-americana, têm sido os instrumentos mais reconhecidos internacionalmente para a avaliação intelectual (Hutz e Bandeira, 1993; Stinnett, Havey & Oehler-Stinnett, 1994; Watkins, Wilson, Kotz, Carbone & Babula, 2006). Tanto para adultos como para crianças e adolescentes, as escalas Wechsler de inteligência calculam quocientes intelectuais (QIs) e fatores (Índices Fatoriais), que servem para diagnosticar dificuldades e habilidades cognitivas. As pontuações nas escalas Wechsler também configuram perfis estatísticos e estruturas fatoriais, que podem caracterizar determinados grupos clínicos, como os transtornos de atenção, o retardo mental, as altas habilidades ou as dificuldades de aprendizagem.

A escala Wechsler em vigência no Brasil para avaliar inteligência em crianças é o WISC-III (*Wechsler Intelligence Scale for Children – Third Edition*), traduzido e adaptado para a população nacional por um estudo que também apresentou normas e medidas de fidedignidade e validade do teste (Figueiredo, 2001). Além de avaliar a inteligência geral, o WISC-III serve para medir um conglomerado de capacidades específicas – como, por exemplo, compreensão verbal, memória e atenção (Wechsler, 1991). Tais habilidades podem agrupar-se em áreas – ou fatores, que são variáveis teóricas, implícitas no comportamento, construídas à base das correlações entre os subtestes ou itens do teste, mediante métodos estatísticos como a Análise Fatorial (AF).

Os 12 subtestes do WISC-III agrupam-se em duas escalas (originais do WISC), cada uma com cinco subtestes padrões e dois opcionais. O conjunto Verbal é formado pelos subtestes: Informação, Semelhanças, Aritmética, Vocabulário, Compreensão e Dígitos; o conjunto de Execução, pelos subtestes: Completar Figuras, Código, Arranjo de Figuras, Cubos, Armar Objetos e Procurar Símbolos. Os resultados ponderados obtidos em cinco subtestes verbais (excluído o opcional Dígitos) permitem calcular o Quociente de Inteligência Verbal (QIV). Os resultados ponderados de cinco subtestes de execução (excluído Procurar Símbolos) fornecem o QI de Execução (QIE). Somando-se os escores ponderados dos 10 subtestes, obtém-se o QI Total (QIT).

Além desses três quocientes, o WISC-III permite estimar outras quatro dimensões cognitivas: Compreensão Verbal (CV), avaliada pelos subtestes Informação, Semelhanças, Vocabulário e Compreensão; Resistência à Distração (RD), formada por Aritmética e Dígitos; Organização Perceptual (OP), com os subtestes Completar Figuras, Arranjo de Figuras, Cubos e Armar Objetos; e Velocidade de Processamento (VP), que inclui Código e Procurar Símbolos. Cada um desses índices fatoriais resulta da soma dos escores ponderados dos subtestes que compõem cada fator, e proporciona os respectivos QIs (Wechsler, 1991). Portanto, o WISC-III trabalha com sete fatores: um global, dois principais (Verbal e Execução) e quatro secundários (CV, OP, RD e VP), também chamados “de primeira ordem” por sua relação direta com as variáveis observadas. Existe também, na versão norte-americana, o subteste opcional Labirintos, que não se inclui no cálculo de nenhum índice fatorial.

Explorando habilidades parciais, o WISC-III permite levantar hipóteses sobre o desempenho intelectual, “quando, então, eventualmente, o QI pode ser o dado menos importante entre os subsídios obtidos” (Cunha, 2000, p. 529). Baixas pontuações em certos subtestes poderiam significar, por exemplo, inibição emocional, vazio cultural ou deficiência na concentração. Mediante análises qualitativas do perfil intelectual e das respostas nos subtestes, são identificadas deficiências e discrepâncias entre as funções cognitivas (por exemplo, entre a verbal e a de execução), o que permite diagnosticar capacidades e dificuldades na leitura e na escrita (Cavalini, 2008). Para distinguir a DA de outros distúrbios cognitivos, requer-se o uso de testes padronizados, como o WISC-III, que estipulem o rendimento esperado a cada idade, que sejam de aplicação individual e adequados ao meio cultural e educacional do examinado (OMS, 1993).

Delimitando as dificuldades de aprendizagem

Definir Dificuldade de Aprendizagem (DA) ainda é uma questão sem consenso: por um lado, o ambiente educacional encaminha aos especialistas as dificuldades detectadas no aprender e, por outro, as intervenções clínicas observam que somente uma parte dos casos responde positivamente aos tratamentos (Kavale, 2005; Scruggs & Mastropieri, 2002). Na primeira situação, estão todas as crianças que por diversos motivos (transtornos de fundo orgânico, intelectual, emocional ou sociocultural) não seguem o ritmo normal de aprendizagem escolar, constituindo até 40% das crianças brasileiras nas primeiras séries escolares (Ciasca, 2003) e até 20% em países desenvolvidos (Sisto,

2002). Dentro desse conjunto, encontra-se o distúrbio específico de aprendizagem, com traços de disfunção neurológica; como nem sempre é fácil precisar esses traços, este quadro pode confundir-se com o grupo amplo. Calcula-se que de 3 a 5% das crianças apresentem este distúrbio, tanto no Brasil como em países mais desenvolvidos (Ciasca).

Na Classificação Internacional de Doenças (CID-10), DA é um transtorno do desenvolvimento psicológico, denominado “transtorno específico do desenvolvimento das habilidades escolares”, com quatro categorias: transtornos da leitura, do soletrar, das habilidades aritméticas e o transtorno misto das habilidades escolares. Em todos esses tipos, alguma disfunção biológica perturbaria o processo cognitivo de modo significativo em relação aos padrões normais. Na DA específica, o prejuízo nas habilidades escolares é primário (não derivado de outras perturbações) (OMS, 1993).

No entanto, as alterações da aprendizagem também podem ocorrer de modo secundário a: danos neurológicos ou sensoriais, transtornos de conduta, síndromes de hiperatividade, outros transtornos específicos do desenvolvimento (da fala, da linguagem ou da função motora), carências culturais ou transtornos emocionais. Na prática, é difícil diferenciar as DAs primárias de todas as demais, devido ao significado incerto de alguns sintomas neurológicos leves (OMS, 1993) e à semelhança de perfis, que torna mais complexo o diagnóstico diferencial. No Brasil, a falta de testes adequados para avaliar a DA específica impossibilita aplicar os métodos sugeridos pela Organização Mundial da Saúde (OMS) para esta área de trabalho (Oakland, 2004).

Assim, a complexidade dos sintomas, a diversidade dos enfoques e as conveniências da pesquisa requerem formular DA como um conceito de espectro mais variado, mesmo que pareça uma espécie de *pot-pourri* que justapõe elementos diversos: quanto à origem, às formas de manifestação e os graus de severidade. Sisto (2002) define DA como um termo genérico, que inclui transtornos de características muito variáveis, com deficiências globais e específicas, mas as restringe a pessoas com inteligência potencialmente normal ou superior e sem desvantagens sensoriais, motoras, ou culturais.

Neste estudo, consideramos o conceito mais amplo de DA, que inclui problemas decorrentes do sistema educacional, de características do indivíduo e de influências ambientais (Paín, 1992), sem restrição de nível intelectual. Neste sentido, DA é “qualquer dificuldade observável enfrentada pelo aluno para acompanhar o ritmo de aprendizagem de seus colegas da mesma faixa etária, seja qual for o fator determinante desse atraso” (Martín & Marchesi, 1995: citado por Golbert & Moojen, 2000, p. 80).

Estudos fatoriais com o WISC-III

Os estudos sobre modelos fatoriais das escalas Wechsler começaram a desenvolver-se na década de 1970, com o surgimento do WISC-R. As pesquisas encontraram logo evidências para o modelo de dois fatores, tanto para a população geral quanto para diversos grupos especiais (Donders, 1993; Anderson & Dixon, 1995). Começou a ser investigado o assim chamado Terceiro Fator, identificado por Kaufman (1979), com a denominação proposta para o WISC por Cohen, nos anos 1950: *Freedom from Distractibility* (citado por Blaha & Wallbrown, 1996) ou Resistência à Distração (RD).

Ao apresentar a estrutura quadrifatorial do WISC-III, Wechsler (1991) informou sobre uma boa consistência e validade deste Terceiro Fator – inclusive em amostras com DA e grupos étnicos – relatando uma única inconsistência no modelo, apontada por análises fatoriais exploratórias: nas idades mais baixas (6 e 7 anos), o fator RD agrupou Aritmética e Dígitos – os subtestes esperados – e ainda: Procurar Símbolos, Arranjo de Figuras e Labirintos. Wechsler observou que estes últimos itens caracterizam a influência de habilidades operativas e de sequenciamento, e sugeriu pesquisar a estabilidade deste aspecto em amostras clínicas e normais. Blaha e Wallbrown (1996) fizeram uma revisão fatorial sobre a Escala Wechsler de Inteligência para Pré-Escolares (ou WPPSI) e assinalaram que nenhum estudo encontrou, nesse teste, signos da existência de RD; isto sugeria, segundo eles, que o fator não estivesse desenvolvido antes dos sete anos de idade. Não era surpreendente, portanto, o que Wechsler havia observado na faixa etária inferior do WISC-III. Além disto, se nos primeiros anos escolares tais habilidades ainda se encontram em aquisição, é possível que elas também estejam alteradas no desenvolvimento cognitivo do grupo DA.

Nos anos seguintes, diversos estudos realizados em populações clínicas constataram a presença de RD, mas questionaram sua validade como medida de concentração atencional (Anastopoulos, Spisto & Maher, 1994; Gussin & Javorsky, 1995; Keith & Witta, 1997; Krane & Tannock, 2001; Lowman, Schwanz & Kamphaus, 1996; Mayes, Calhoun & Crowell, 1998; Reinecke, Beebe & Stein, 1999; Riccio, Cohen, Hall & Ross, 1997; Wielkiewicz, 1990; Witta & Keith, 1994). Após duas décadas, as análises fatoriais levavam a concluir que RD não avaliava simplesmente a capacidade para atentar e concentrar-se, mas principalmente habilidades de memória de curto prazo.

O WISC-III propôs o Quarto Fator e incluiu o subteste Procurar Símbolos. Os demais subtestes somente sofreram mudanças na quantidade, na ordem ou no conteúdo

de alguns itens. A maioria das pesquisas corroborou, para a população geral, o novo modelo quadrifatorial (Kamphaus, Benson, Hutchinson & Platt, 1994; Keith & Witta, 1997; Reynolds & Ford, 1994; Roid, Prifitera & Weiss, 1993; Roid & Worrall, 1997).

Também foi ratificada a estrutura de quatro fatores como a mais adequada para um grupo étnico (Kush & Watkins, 2007) e para populações clínicas, como crianças com dano cerebral (Donders & Warschausky, 1996), transtornos psiquiátricos (Tupa, Wright & Fristad, 1997), deficiências auditivas (Maller & Braden, 1993; Sullivan & Montoya, 1997) e dificuldades diversas (Tiholov, Zawallich & Janzen, 1996). No entanto, um estudo com 505 crianças superdotadas que responderam a 10 subtestes do WISC-III (excluindo os dois opcionais) obteve apoio somente para os fatores CV e OP, pondo em questão a utilidade, nesse grupo especial, de subtestes que medem rapidez: Aritmética, Arranjo de Figuras e Código (Watkins, Greenawalt & Marcell, 2002).

O estudo de padronização do WISC-III para o contexto brasileiro informou sobre a estrutura fatorial do teste em uma amostra de 801 sujeitos de 6 a 16 anos. Para a busca de fatores, o estudo aplicou técnicas de Análise Fatorial Exploratória (AFE) e, para avaliar os modelos definidos, utilizou Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Na etapa exploratória, o fator global da inteligência (QIT) ficou satisfatoriamente validado, enquanto o modelo tradicional de dois fatores e o modelo quadrifatorial foram aceitos com ressalvas. Um modelo de três fatores – com os quatro subtestes do fator CV, os quatro de OP e os dois de VP – não mostrou estabilidade nos grupos etários, mas ficou bem configurado para a amostra geral (este modelo não só excluiu o fator RD mas também seus dois itens). Na fase confirmatória, o modelo de quatro fatores foi o mais adequado. Um modelo trifatorial – com os seis subtestes verbais, os quatro de OP e os dois de VP – ficou em segundo lugar, quanto ao ajuste aos dados (Figueiredo, 2001).

Modelos fatoriais do WISC-III em DA

Com a expansão da pesquisa fatorial suscitada pelo WISC-R, diversos estudos apontaram, já nos anos 1970, a relativa debilidade do fator RD em amostras com DA (Lombard & Riedel, 1978; Petersen & Hart, 1979; Schooler, Beebe & Koepke, 1978; Snow, Cohen & Holliman, 1985; Zarske, Moore & Petersen, 1981). Entretanto, um estudo norte-americano (Fischer & Dean, 1987) e um holandês (Meesters, van Gastel, Ghys & Merckelbach, 1998) corroboraram posteriormente os três fatores do WISC-R (QIV, QIE e RD) em crianças com DA.

Logo depois de publicado o WISC-III, duas análises fatoriais estudaram o novo modelo no grupo clínico DA: uma AFC aplicada numa amostra mista (n= 167), com transtornos de leitura e déficit de atenção (Wechsler, 1991), e uma AFE com 78 alunos de uma escola especial para transtornos de aprendizagem (Hishinuma & Yamakawa, 1993). Ambas encontraram apoio para a estrutura de quatro fatores, apesar de não utilizar as mesmas técnicas, nem o mesmo critério de seleção e tamanhos amostrais.

Posteriormente, outros três estudos utilizando AFE em amostras com DA questionaram a validade do modelo quadrifatorial, contradizendo os achados anteriores para a população geral e para grupos especiais. Logerquist-Hansen e Barona (1994) verificaram que a estrutura do teste seria de três fatores: CV equivalendo à área verbal, OP sem Arranjo de Figuras e VP com seus dois subtestes – sem apoio para RD. Em outra amostra (n= 121), Kush e Watkins (1994) encontraram a solidez de “g” e das duas subescalas, configurando-se os fatores CV (com Aritmética), OP (sem Arranjo) e VP, mas sem apoio claro para a validade de RD. Em 1996, Kush encontrou apoio à validade de construto de CV (incluindo Aritmética) e OP (com os subtestes da padronização), sem constatar grande força do fator VP, enquanto RD não obteve evidência de validade.

Nos anos seguintes, novas pesquisas obtiveram apoio para o modelo bifatorial, remarcando as dúvidas sobre o Terceiro Fator no grupo DA. Slate e Jones (1995) aplicaram 11 subtestes (sem Procurar Símbolos) a 58 crianças afrodescendentes e, mediante AFE sem rotação, encontraram evidência preliminar para dois grandes fatores; no entanto, a técnica com rotação não mostrou resultados conclusivos, provavelmente pelo reduzido tamanho amostral. Poulson (1995: citado por Watkins & Kush, 2002) informou sobre uma AFC com 200 alunos, encontrando o melhor ajuste e parcimônia para um modelo com os fatores CV e OP. Em 1997, Kush e Watkins aplicaram os 10 subtestes padrões do WISC-III a 161 crianças de etnia africana com DA e, mediante AFE, encontraram evidências para um fator principal e para os clássicos fatores Verbal e Execução.

Outras pesquisas utilizando AFC apoiaram o modelo de quatro fatores. Estudando as pontuações de 715 crianças e adolescentes com dificuldades (DA e retardo mental), Konold, Kush e Canivez (1997) compararam cinco modelos, concluindo que a solução quadrifatorial era a melhor para essa população. Em 1999, Grice, Krohn e Logerquist testaram seis modelos fatoriais para os resultados de duas amostras de crianças com DA (n = 280 + 240). Um modelo de quatro fatores que incluía o subteste Procurar Símbolos foi o que explicou os dados de forma mais acurada e estável; porém, um modelo

trifatorial sem Símbolos também teve bom ajuste e fidedignidade, denotando a dificuldade para diferenciar os dois modelos.

Por outro lado, uma meta-análise que totalizou 934 protocolos de seis estudos fatoriais com o WISC-III encontrou como melhor solução um modelo de três fatores, configurado com a subescala verbal e os fatores OP e VP (Ravert & Watkins, 2000: citado por Watkins & Kush, 2002). Esta mesma estrutura – que exclui o fator RD mas não seus dois subtestes – havia sido avaliada como de bom ajuste, na padronização brasileira, pela análise confirmatória (Figueiredo, 2001).

Outra pesquisa utilizando AFC encontrou apoio para um modelo de cinco fatores. Utilizando resultados de 318 crianças com DA e outros diagnósticos, Burton e colaboradores (2001) examinaram nove modelos fatoriais, em validação cruzada de uma amostra clínica com a de padronização. Os fatores foram: CV, RD, Práxis Construtiva (OP, sem Arranjo de Figuras), VP e Raciocínio Visual (fator novo, formado por Arranjo de Figuras). Labirintos não foi incluído por não melhorar o ajuste. Indiretamente, este modelo apoiava os fatores definidos por Wechsler (1991).

Hale, Fiorello, Kavanagh, Hoepfner e Gaither (2001) encontraram, para 174 crianças com DA, que os fatores tradicionais de primeira ordem do WISC-III explicavam grande parte da variância do rendimento escolar, conclusão que reforçou a utilidade do modelo de quatro fatores nesta população especial. Outro estudo, propriamente fatorial (Kush & cols., 2001), usou análises exploratórias e confirmatórias para examinar os resultados de 348 alunos afrodescendentes encaminhados para avaliação psicológica (59% dos quais com DA), encontrando evidência de um grande fator principal, assim como dos esperados componentes Verbal e de Execução.

No maior estudo encontrado nesta revisão, Watkins e Kush (2002) examinaram, por AFC, 12 modelos teóricos para os escores de 1201 alunos com DA. Quatro modelos foram considerados plausíveis: o tradicional de quatro fatores, o modelo hierárquico quadrifatorial de primeira ordem, um modelo bifatorial com quatro fatores de primeira ordem e um modelo bifatorial com três fatores de primeira ordem. Esses resultados trouxeram evidências da robustez dos fatores CV, OP e VP, e de uma fraca validade de construto de RD.

Na Austrália, o WISC-III foi aplicado a 579 crianças encaminhadas a serviços de educação especial por dificuldades de rendimento escolar. Uma análise fatorial confirmatória testou modelos de um, dois, três e quatro fatores e encontrou que o modelo quadrifatorial se ajustava melhor aos dados (Cockshott, Marsh & Hine, 2006).

A literatura não mostra com clareza qual o melhor modelo fatorial para a população DA: sete dos 16 estudos revisados (v. Tabela A1) preferiram o modelo quadrifatorial, quatro apoiaram uma solução trifatorial sem RD, quatro destacaram os dois fatores clássicos do WISC e um optou por um modelo menos comum, de cinco fatores. A falta de congruência nesse quadro pode dever-se à diversidade de técnicas, a diferenças educacionais, a variados tamanhos amostrais (entre 58 e 1201) e a diversos vieses, especialmente o de seleção. Duas revisões interpretaram que essa incongruência se deveu à variedade de métodos, tipos de populações estudadas e pequenas amostras, suscetíveis a flutuações, o que não permitiria considerá-los como equivalentes (Watkins & Kush, 2002; Siekierski, 2005). Contudo, podemos extrair algumas conclusões gerais.

Segundo a presente revisão, o fator “g” não está no foco das pesquisas nem aparece questionado; antes, ele é avaliado favoravelmente por três fatorações exploratórias. A verdadeira polêmica parece apontar ao fator RD, pois sua validade conceitual é posta em dúvida pela metade das pesquisas. É preciso notar que o questionamento de RD como fator (não necessariamente dos dois subtestes que o constituem) se refere à definição de seu conteúdo teórico, sem afetar seu uso na investigação ou na interpretação dos perfis clínicos. Tampouco parece relacionar-se com alguma solução fatorial, haja vista que os modelos pesquisados – sejam de dois ou mais fatores – coincidem em apontar a robustez de três fatores: CV e OP têm sido investigados desde a primeira versão do teste e seguem vigentes para a população com DA, enquanto o quarto fator (VP) – que em nossa revisão foi questionado por somente um estudo – permanece o mesmo, persistentemente, em modelos de três, quatro e cinco fatores. Quanto à diversidade metodológica, o questionamento de RD provém das fatorações exploratórias, onde melhor se observa a debilidade deste fator; contrariamente, as técnicas confirmatórias abonam seu uso, mesmo sem considerá-lo o mais robusto.

É de se notar também que apenas uma entre sete análises exploratórias em amostras com DA assinala o modelo quadrifatorial como aceitável, enquanto os estudos de tipo confirmatório tendem a assegurar a vigência da estrutura quadrifatorial. Essa diferença pode dever-se aos objetivos dos dois métodos, que serão descritos na próxima seção.

Buscando definir o modelo fatorial mais adequado para crianças brasileiras com dificuldades de aprendizagem, o presente estudo enfatizou as contribuições das análises de tipo confirmatório, mais apropriadas à avançada fase do processo de validação de construto do WISC-III. Ao mesmo tempo, esta pesquisa contribui ao estudo da validade do WISC-III para grupos clínicos no contexto brasileiro.

Método

Quanto ao delineamento, este estudo caracterizou-se como uma validação de instrumento psicológico em uma população especial. A população-alvo foram alunos de escolas públicas de Pelotas e Rio Grande (RS), com idades entre 6 e 16 anos, apresentando queixas de DA.

Participantes

Participaram do estudo escolares que foram encaminhados por seus professores por apresentar sinais de DA: na leitura, na escrita e/ou aritmética, sem identificar sua etiologia. Excluíram-se participantes com mais de três repetências na mesma série ou que apresentassem deficiências sensoriais evidentes.

A amostra foi de conveniência, constituída por 263 crianças e adolescentes que foram avaliados mediante o WISC-III. Entre eles, a predominância foi do sexo masculino (69%). A média de idade foi de 9 anos ($DP = 2$). A maioria dos participantes era de escolas estaduais (80%), da cidade de Pelotas (57%), que cursavam entre 1ª e 2ª série (68%), com história de repetência (64%).

Material

O material desta pesquisa constituiu-se com os dados dos protocolos que provieram de um estudo anterior (Figueiredo, Quevedo, Gomes & Pappen, 2007).

Procedimentos iniciais da análise de dados

Foram utilizados três tipos de técnicas estatísticas: análise exploratória de dados, AFE e AFC. Nas duas primeiras fases, foi utilizado o pacote estatístico *SPSS 13.0 for Windows*. Para a realização da AFC utilizou-se o pacote estatístico *AMOS 17.0*.

Inicialmente, uma análise exploratória do banco de dados verificou, para cada variável (escores ponderados nos 12 subtestes e os sete escores em QIs), três estatísticas descritivas – média, desvio-padrão e valores extremos – com os seguintes valores de referência:

- Na padronização do WISC-III, todas as médias dos escores ponderados se aproximam de 10 (com desvio-padrão ± 3) e as médias de escores em QIs, de 100 (com desvio-padrão ± 15).

- Os valores mínimo e máximo esperados são, respectivamente, 0 e 20 para os subtestes, e 40 e 160 para os QIs.

- Para avaliar simetria e achatamento (curtose) – características de configuração das distribuições – consideraram-se aceitáveis valores entre $-0,50$ e $0,50$ (Bisquerra, Sarriera & Martínez, 2004).

Em gráficos de dispersão, analisou-se a possível existência de casos omissos e de valores atípicos (*outliers*). Foram pesquisadas também características dos dados que são pressupostos para proceder a uma fatoração: normalidade das variáveis (medidas de assimetria e curtose), homoscedasticidade da distribuição (teste de Levene) e ausência de alta multicolinearidade das variáveis (coeficiente de correlação de Pearson). Ainda que sejam importantes, os dois primeiros requisitos não são considerados cruciais (Garson, 2009).

A Análise Fatorial (AF) é uma técnica estatística multivariada que, mediante a análise de inter-relações, mostra quantos e quais fatores subjazem a um número de variáveis. O modelo da AF se baseia nos princípios da causalidade dos fatores e da parcimônia (economia ou simplicidade) do modelo. De acordo ao primeiro postulado, os construtos subjacentes podem explicar uma porcentagem da covariância entre as variáveis observadas; pelo segundo, a AF procura o menor número de fatores que expliquem a maior porcentagem possível de covariância (Pasquali, 2005).

Análise Fatorial Exploratória

Na AFE, os fatores subjacentes são buscados mediante a livre observação das correlações, antes de se definir uma solução específica. O pesquisador descobre a estrutura fatorial mediante a leitura das cargas fatoriais encontradas, aceitando que qualquer indicador se relacione com qualquer fator (Garson, 2009). O método é útil para consolidar as variáveis observadas e gerar hipóteses sobre os processos latentes do comportamento (Tabachnick & Fidell, 2001). Nossa AFE seguiu os procedimentos indicados por Pasquali (2005).

Antes de efetuar uma AFE, é preciso verificar se a matriz de correlações é fatorável, ou seja, se existe covariância suficiente para constituir fatores. A fatorabilidade da matriz foi analisada mediante observação do tamanho das correlações e das comunalidades, do determinante da matriz (que deve ser próximo de zero) e do índice de adequação amostral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), idealmente superior a 0,60 (Figueiredo, 2005).

A tabela de autovalores e o gráfico de declive (*scree plot*) serviram para escolher o número mais apropriado de fatores a serem retidos. Segundo Garson (2009), um autovalor serve para avaliar quanto da variância total dos dados é explicada por cada fator. Pelo critério de Kaiser-Guttman, não deveriam ser considerados os componentes com autovalor inferior a 1. No entanto, quando o número de variáveis for pequeno, é aconselhável usar um limite inferior de 0,70 para escolher o número de fatores a extrair (Joliffe, 1972: citado por Pasquali, 2005).

Na extração de fatores propriamente dita, foram usadas duas técnicas: a Análise dos Componentes Principais (ACP) e a Fatoração dos Eixos Principais (FEP). A primeira serve para reduzir a ordem da matriz, ou seja, estimar o número mínimo de componentes que explicariam suficientemente toda a variância dos dados. A FEP é um método de maior precisão e mais adequado para testar hipóteses teóricas, que permite confirmar essa estimativa inicial da ACP. Comparando os dois métodos, Dancey e Reidy (2006) assinalam que eles tendem a dar os mesmos resultados em amostras grandes, sendo a principal diferença que a ACP trata a variância total dos dados, enquanto a FEP analisa somente a variância compartilhada, sem considerar a variância exclusiva e admitindo pouca variância de erro. De fato, a fatoração é um enfoque baseado em correlações, que busca reproduzir as intercorrelações entre as variáveis (Garson, 2009). Segundo Tabachnick e Fidell (2001), a variância única é excluída porque se acredita que ela confunda a representação dos processos subjacentes. Entre as duas técnicas citadas, somente a FEP é considerada propriamente como fatorial, pois se baseia na causalidade e se destina a descobrir os construtos subjacentes ao comportamento (Pasquali, 2005).

Para a análise em mais de um fator, usou-se neste estudo a rotação fatorial oblíqua, tendo em vista a alta intercorrelação dos fatores no WISC-III (Figueiredo, 2001; Kush, 1996). As cargas fatoriais abaixo de 0,30 foram consideradas sem significância estatística (Pasquali, 2005), mas para analisar sua relevância teórica preferiu-se o valor mínimo de 0,35 (Wechsler, 1991), tendo em vista que a heterogeneidade das

pontuações em uma amostra faz subir as cargas fatoriais, deixando as mais baixas sem interpretabilidade (Tabachnick & Fidell, 2001).

Análise Fatorial Confirmatória.

A AFC impõe à matriz das correlações, como postulado teórico, uma determinada estrutura fatorial e “verifica, em seguida, se esta se adapta aos dados empíricos expressos pela mesma matriz” (Pasquali, 2005, p. 113). De início, a AFE procura os fatores que poderiam explicar as intercorrelações de um conjunto de variáveis; contudo, seus resultados são indeterminados, pois ela não identifica uma única solução, mas sim todas as possibilidades matemáticas. É a AFC que, em fase posterior, prova qual de todos os possíveis modelos teóricos melhor se ajusta aos dados amostrais obtidos (Kush & cols., 2001). A Exploratória busca gerar hipóteses e conceitos explicativos, não interpretações únicas; a Confirmatória busca comprovar os conceitos analisados, especificando quais variáveis se correlacionarão com quais fatores e quais fatores se correlacionam (Stapleton, 1997).

Para Tabachnick e Fidell (2001), a AFC é uma técnica mais sofisticada que a AFE, recomendável quando a pesquisa está em estado avançado e se quer provar uma teoria já disponível sobre processos latentes. Carroll (1995: citado por Kush & cols., 2001) recomenda que as duas formas de análise fatorial sejam efetuadas e relatadas, no estudo de habilidades cognitivas.

No atual estudo, foram testados cinco modelos:

- M1 (um fator): os 12 subtestes agrupados num fator geral.
- M2 (dois fatores): os 5 subtestes padrões que correspondem ao QIV e os 5 do QIE.
- M3a (três fatores): os 6 subtestes verbais, os 4 do fator OP e os 2 de VP. Esta solução, que unifica a subescala Verbal, tem apoio numa meta-análise norte-americana (Ravert & Watkins, 2000: citado por Watkins & Kush, 2002), nas análises confirmatórias da padronização brasileira (Figueiredo, 2001) e nas análises exploratórias do presente estudo.
- M3b (três fatores): os 4 subtestes do fator CV, os 2 de RD e os 6 de Execução. Este modelo é análogo ao anterior (M3a), pois, partindo da solução quadrifatorial, unifica a subescala de Execução. Sua estrutura se inspira nas primeiras pesquisas sobre

o WISC-R, que destacaram a existência do Terceiro Fator (RD), questionado depois como construto pela literatura, a qual tampouco mostrou sólidas evidências para sua distinção no grupo DA.

- M4 (quatro fatores): subtestes que formam os índices fatoriais da amostra de padronização.

Para o teste de ajuste das soluções fatoriais, foram analisados neste estudo os seguintes índices, obedecendo-se em cada um os critérios sugeridos por Tabachnick e Fidell (2001):

- razão $\chi^2/g.l.$ (qui-quadrado por graus de liberdade), que – de acordo às autoras citadas – deve apresentar valores abaixo de 2 (mas por consenso aceitam-se até 5);

- o índice de qualidade de ajuste CFI (*Comparative Fit Index*), baseado na comparação de modelos, com base na distribuição de χ^2 ; seus valores variam de 0 a 1, e idealmente deveriam estar acima de 0,90;

- o índice GFI (*Goodness-of-Fit Index*), baseado na proporção de variância explicada, e o AGFI (*Adjusted Goodness-of-Fit Index*), que é o GFI ajustado para o número de parâmetros estimados no modelo; ambos variam de 0 a 1, considerando-se bons os níveis acima de 0,90;

- o índice RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), baseado nos resíduos; também varia de 0 a 1, e tem qualidade melhor quanto mais próximo de zero; Tabachnick e Fidell não mencionam o RMSEA mas indicam que os índices residuais idealmente devem ser inferiores a 0,05 (na prática, são aceitáveis até 0,08).

Resultados

Análise exploratória de dados

Conforme pode observar-se na Tabela 1, a distribuição da amostra por níveis de QI evidenciou a presença de aproximadamente 4% de participantes com inteligência superior à média, 22% no nível intelectual médio, 43% abaixo da média intelectual sem deficiência, e 30% de casos com deficiência mental.

Tabela 1 – Distribuição da amostra segundo interpretação do QI Total

Interpretação	limites QI	frequência	%
DM Moderada	36 – 50	15	5,7
DM Leve	51 – 69	65	24,7
Limítrofe	70 – 79	53	20,2
Médio Inferior	80 – 89	60	22,8
Médio	90 – 109	59	22,4
Médio Superior	110 – 119	9	3,4
Superior	120 – 129	2	0,8
Total		263	100,0

Legenda: QI quociente intelectual DM deficiência mental

Na exploração do banco de dados, verificou-se a existência de 12 casos omissos no subteste Dígitos (5% do banco), dois em Código (1%) e 102 em Procurar Símbolos (39%). Esta última proporção, bastante mais alta que o esperável, se deveu a que a execução da tarefa pressupõe o desenvolvimento de habilidades de leitura; observou-se também, nessa centena de casos, que 50% eram portadores de deficiência mental. Ante a impossibilidade dessas crianças para responder, o subteste não foi aplicado e, no processamento estatístico, as omissões foram preenchidas com as médias de cada variável (Dígitos= 7, Código= 7 e Procurar Símbolos= 8).

Os gráficos de dispersão indicaram poucos casos atípicos, os quais não foram ajustados, por não se encontrarem, em geral, excessivamente distanciados do resto da distribuição. Esses valores mais distantes tampouco foram eliminados dos cálculos, pois o grupo DA é heterogêneo por definição e, mesmo na população geral, se sabe que ocorre uma pequena frequência de *outliers* (Figueiredo, 2001).

A estatística descritiva desta amostra, feita sobre os escores ponderados dos 12 subtestes, encontrou médias bem mais baixas que as da padronização – como era

esperável neste grupo clínico –, sendo Aritmética e Arranjo de Figuras as menores (cf. Tabela 2). As médias dos sete escores em QIs igualmente mostraram tendência central mais baixa, com dispersão semelhante às medidas da população geral. Outras medidas descritivas apontaram a acentuada dispersão dos dados: os valores mínimo e máximo, os gráficos das curvas de distribuição e as medidas de assimetria e curtose. Arranjo de Figuras e Cubos, ambos do fator OP, apresentaram-se levemente assimétricos, indicando concentração nas pontuações mais baixas. Segundo o índice de curtose, as distribuições mais claramente afastadas da normalidade foram: a do subteste Aritmética, a do QI RD (achatadas) e a do subteste Procurar Símbolos (afunilada). Ainda quanto à curtose, Completar Figuras e QIT avaliaram-se como levemente achatadas, e Cubos e Armar Objetos, como levemente afuniladas.

Tabela 2 – Estatística descritiva para subtestes (escores ponderados) e escores em QI

Subtestes	Mínimo-Máximo	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Informação	1 – 17	6,40	2,89	0,35	0,44
Semelhanças	0 – 15	6,52	2,87	0,40	0,01
Aritmética	0 – 15	6,13	4,04	0,14	-1,17
Vocabulário	1 – 19	8,33	3,00	0,40	0,36
Compreensão	1 – 18	8,05	3,23	0,02	-0,02
Dígitos	1 – 18	6,56	3,57	0,35	-0,13
Compl. Figuras	1 – 16	7,91	3,71	0,01	-0,68
Código	1 – 16	6,55	3,26	0,25	-0,47
Arranjo Figuras	1 – 17	6,30	3,34	0,60	0,00
Cubos	1 – 17	7,25	2,80	0,58	0,62
Armar Objetos	1 – 18	7,20	3,00	0,40	0,57
Proc. Símbolos	0 – 15	8,48	2,41	-0,31	1,38
QI Verbal	45–122	81,56	16,59	0,09	-0,47
QI Execução	45–131	79,68	17,80	0,14	-0,47
QI Total	41–122	79,13	17,15	0,14	-0,64
QI CV	46–120	83,20	15,04	0,08	-0,15
QI OP	48–129	81,36	17,30	0,32	-0,30
QI RD	47–128	77,82	19,98	0,21	-0,93
QI VP	50–124	84,97	15,93	-0,14	-0,42

Legenda: QI quociente intelectual CV Compreensão Verbal RD Resistência à Distração OP Organização Perceptual VP Velocidade de Processamento

O teste de homoscedasticidade concluiu que a distribuição geral não tinha variância homogênea. A análise da multicolinearidade verificou, com 99% de probabilidade, que os 12 subtestes estavam correlacionados, como era o esperado, pois, apesar de envolver habilidades cognitivas diferentes, todos os subtestes avaliam inteligência geral (fator *g*).

Análise Fatorial Exploratória

Nos procedimentos prévios da AFE, as altas comunalidades iniciais entre as variáveis e correlações superiores a 0,30 sugeriram a fatorabilidade da matriz. O determinante (0,001) e o índice KMO (0,94) confirmaram que a matriz era fatorável, ou seja, as variáveis poderiam ser agrupadas em um número reduzido.

Um único autovalor maior que 1 (6,75), explicando 56% da variância dos dados, indicou a presença de um fator global dominante. Porém, o critério de Joliffe permitiria incluir até três fatores. O segundo componente (autovalor = 0,91) explicou 8%, acumulando os dois juntos 64% da explicação da variância. O terceiro componente (0,75) acrescentou uma explicação de 6%, os três totalizando 70%. Pelo método de inspeção visual do gráfico de declive (*scree plot*), confirmou-se a existência clara de um grande fator e até mesmo outros três componentes mais fracos. Quatro fatores explicariam 76% da variância.

Para um fator, a FEP revelou que as variáveis tinham uma alta representatividade em relação ao fator *g*. Como se verifica na Tabela 3, as cargas fatoriais dos 12 subtestes variaram entre 0,80 (Aritmética) e 0,60 (Procurar Símbolos e Código).

Na extração de dois componentes pelo método ACP, a matriz de correlações reproduzidas indicou um resíduo de 36% de covariância não explicada, melhorando a solução, uma vez que na extração de um componente os resíduos foram de 54%. Como se vê na Tabela 3, um dos fatores equivaleu aos seis subtestes verbais (QIV) e o outro agrupou os seis de Execução (QIE), com uma alta correlação negativa entre ambos ($r = -0,67$) e cargas significativas para todos os subtestes. No conjunto de subtestes verbais as cargas oscilaram entre 0,51 (Dígitos) e 0,91 (Vocabulário), enquanto na área de Execução, Arranjo de Figuras teve a menor carga (0,61) e Armar Objetos apresentou a maior (0,91). O método da FEP, porém, distinguiu nesta fase somente um fator, mostrando cargas altas para todos os subtestes em F1 e para nenhum em F2. Devido a tal resultado, na Tabela 3 é apresentada somente a solução fatorial pelo método ACP.

Investigado o modelo de três fatores pela técnica FEP, o primeiro (F1) caracterizou-se como os seis subtestes do conjunto verbal. F2 ficou constituído pelos subtestes do fator OP, e F3 formou-se com os subtestes de VP. Todas as cargas observadas foram de 0,34 ou mais. Os três fatores se correlacionaram entre si com coeficientes entre 0,61 e 0,71.

Tabela 3 – Cargas fatoriais para três modelos na Análise Fatorial Exploratória

Subteste	UM	DOIS FATORES**		TRÊS FATORES*		
	FATOR*	F1	F2	F1	F2	F3
Informação	0,78	-0,86		0,86		
Semelhanças	0,74	-0,62		0,59		
Aritmética	0,80	-0,54	0,35	0,54		
Vocabulário	0,71	-0,91		0,84		
Compreensão	0,70	-0,83		0,71		
Dígitos	0,70	-0,51		0,46		
Compl. Figuras	0,79		0,66		0,52	
Código	0,60		0,78			0,87
Arranjo de Fig.	0,78		0,61		0,58	
Cubos	0,76		0,68		0,60	
Armar Objetos	0,70		0,91		0,92	
Procurar Símb.	0,60		0,67			0,34

Legenda: F1 Fator 1 F2 Fator 2 F3 Fator 3

Nota: * Fatoração de Eixos Principais ** Análise de Componentes Principais

Na análise para quatro fatores, curiosamente a FEP produziu o mesmo resultado do modelo trifatorial (com cargas entre 0,38 e 0,92) e um quarto fator sem cargas significativas (todas abaixo de 0,27). Isto faz pensar que a variância comum dos subtestes fortalece o fator VP nesta amostra, sem sustentação para o fator RD. À semelhança de um estudo norte-americano (Burton & cols., 2001), uma análise para cinco fatores na presente amostra não apresentou consistência nem interpretabilidade teórica, descartando-se como hipótese plausível para a etapa confirmatória do atual estudo.

Portanto, três modelos pareceram, nesta análise fatorial exploratória, ser os mais viáveis para o grupo DA: o unifatorial, o bifatorial e o trifatorial, estruturado este último com um fator Verbal e os fatores OP e VP. Todos eles – mais o tradicional modelo quadrifatorial – foram revisados pela análise confirmatória, foco principal deste estudo.

Análise Fatorial Confirmatória

Os cinco modelos testados mostraram satisfatórias medidas de ajuste aos dados (v. Tabela 4). Dentre eles, M4 teve a mais baixa razão $\chi^2/g.l.$, o mais baixo índice residual RMSEA e os mais altos índices de ajuste GFI, AGFI e CFI, sem necessidade de especificações posteriores, constituindo-se como o melhor modelo para esta amostra. A Figura 1 mostra a representação gráfica do modelo, que consta dos indicadores ou variáveis observáveis em retângulos (os 12 subtestes), os erros-padrões de cada uma (de e1 a e12), os fatores em elipses (os quatro índices fatoriais), as setas unidirecionais – que assinalam as influências sobre as 12 variáveis medidas – e as seis correlações entre os fatores, indicadas por setas curvas bidirecionais. Acima das setas do gráfico, aparece cada uma das cargas fatoriais padronizadas resultantes da AFC e as correlações entre os fatores. As cargas oscilaram entre 0,69 e 0,84 – sendo Procurar Símbolos a mais baixa e Informação e Aritmética as mais altas. A mais alta correlação (0,90) observou-se entre os fatores CV e RD e a mais baixa (0,74) ocorreu entre os fatores CV e VP.

Tabela 4 – Índices de Ajuste na Análise Fatorial Confirmatória

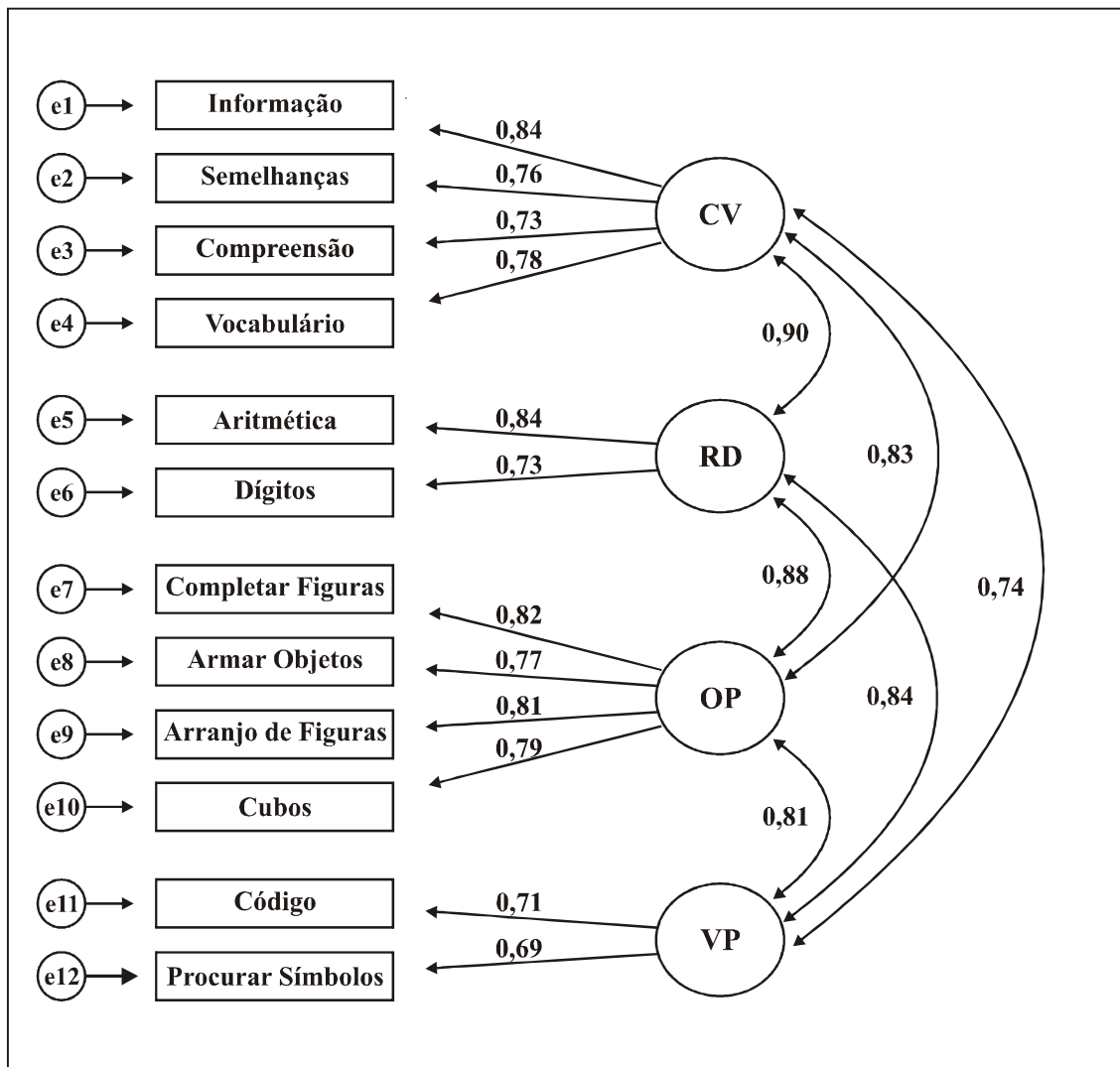
Índices	M1	M2	M3a	M3b	M4
χ^2	73,6	72,2	101,8	86,6	79,5
g.l.	31	34	51	50	48
P	0,000	0,000	0,000	0,003	0,003
$\chi^2/g.l.$	2,4	2,1	2,0	1,7	1,7
RMSEA	0,072	0,065	0,062	0,053	0,050
GFI	0,947	0,951	0,94	0,952	0,954
AGFI	0,905	0,92	0,908	0,924	0,926
CFI	0,972	0,975	0,972	0,980	0,982

Legenda: $\chi^2/g.l.$ razão qui-quadrado por graus de liberdade P probabilidade RMSEA *Root Mean Square Error of Approximation* GFI *Goodness-of-Fit Index* AGFI *Adjusted Goodness-of-Fit Index* CFI *Comparative Fit Index*

M3b teve igualmente um bom ajuste, com praticamente as mesmas medidas de M4, obtidas ao acrescentar-se uma especificação: a correlação entre o erro-padrão de Código e o de Procurar Símbolos, que são subtestes do mesmo fator. O ajuste do outro modelo trifatorial (M3a) teve avaliação semelhante, situando-se em terceiro lugar de qualidade, dentro dos índices de ajuste aceitáveis (razão $\chi^2/g.l. = 2$). Por sua parte, M2 tampouco requereu reespecificações, apesar de uma razão $\chi^2/g.l. = 2,1$ – com todos os

outros índices em nível satisfatório. Por último, o modelo unifatorial com 10 subtestes apresentou razão $\chi^2/g.l.$ um pouco mais alta e necessitou reespecificar quatro parâmetros adicionais para situar-se dentro do nível de ajuste aceitável: correlações entre o erro-padrão de Informação e o de Vocabulário, o erro-padrão de Completar Figuras e Armar Objetos, o erro-padrão de Armar Objetos e Arranjo de Figuras, e o erro-padrão de Cubos e Armar Objetos – todas elas com pertinência teórica, por serem ligações entre subtestes do mesmo fator.

Figura 1 – Modelo Quadrifatorial M4



Legenda: CV Compreensão Verbal RD Resistência à Distração OP Organização Perceptual VP Velocidade de Processamento e1 erro-padrão 1 etc.

Discussão

A estatística descritiva mostrou a grande amplitude da distribuição da amostra segundo a capacidade geral cognitiva (QIT), desde a deficiência mental até inteligência superior à média, refletindo a definição heterogênea utilizada e a variedade de causas que podem originar as dificuldades de aprendizagem. Entre os deficientes identificados, deve-se notar que alguns deles podem não ser “verdadeiros”, ou seja, não decorrem de uma estrutura realmente deficitária mas de uma interação inadequada com o meio, por diversas razões como: carências socioculturais, problemas pedagógicos, ou alterações emocionais e do comportamento que afetam o desempenho intelectual. Por outro lado, assim como há deficiências funcionais, também se encontram, neste amplo espectro de casos, muitas “DAs funcionais”, dificuldades reais de aprendizagem – semelhantes na aparência aos “transtornos específicos das habilidades escolares” – que se atribuem falsamente a disfunções neurológicas, por mínimas que sejam. Cabe lembrar também que, pelo lado oposto, algumas “DAs verdadeiras” não são percebidas pelo sistema escolar, sendo que a investigação clínica deve discernir, em cada caso, quais os aspectos realmente comprometidos.

As baixas médias observadas nos subtestes, atribuíveis tanto à deficiência funcional como à estrutural, também poderiam vincular-se ao fator socioeconômico, presente na amostra aqui estudada, toda ela proveniente de escolas públicas. Nos Estados Unidos, a questão cruza com o fator étnico e cultural, que algumas pesquisas já observaram influir negativamente nos resultados do WISC-III (Kush & cols., 2001; Kush & Watkins, 1994; Kush & Watkins, 2007; Watkins & Kush, 2002).

Quanto à definição dos fatores do WISC-III para esta amostra DA, as análises fatoriais exploratórias mostraram evidências de robustez para CV, OP e VP, constituídos pelos mesmos subtestes identificados na amostra de padronização. A força de CV se apreciou nas soluções bifatorial e trifatorial, onde as quatro cargas mais altas foram as dos subtestes envolvidos no fator, sempre acima de 0,59. Por outro lado, OP se configurou com força somente na solução trifatorial encontrada, na qual seus quatro subtestes se distinguiram claramente em relação às cargas dos subtestes de VP. O fator que nesta fase do estudo não ficou definido foi o assim chamado “Resistência à Distração”, denotando alguma falha teórica na sua definição como construto, como a literatura já previa.

Ainda nas fatorações exploratórias, os subtestes Aritmética e Dígitos carregaram sempre como os menos fortes da área verbal, nas análises para dois, três e quatro fatores, o que sugere a existência de um fator diferenciado. Em comparação, a análise confirmatória (v. Figura 1) mostrou cargas altas dos dois subtestes de RD e ao mesmo tempo os incluiu no modelo quadrifatorial, de excelente ajuste aos dados. Portanto, os resultados deste trabalho consolidam a presença dos quatro fatores usados nas escalas Wechsler, amplamente pesquisados a partir do WISC-III.

Quanto à capacidade do WISC-III para estimar a inteligência geral no grupo DA, as explorações fatoriais evidenciaram diversas condições favoráveis: as altas correlações entre os subtestes, a força do primeiro autovalor (sete vezes superior ao segundo) e as altas cargas dos 12 subtestes em cada fator (entre 0,60 e 0,80). Tais resultados vão ao encontro de estudos que observaram a força deste fator na população geral brasileira (Figueiredo, 2001) e para o grupo DA nos Estados Unidos (Kush & cols., 2001; Kush & Watkins, 1994; Kush & Watkins, 1997). Entretanto, a análise confirmatória do presente estudo situou o modelo unifatorial entre os modelos aceitáveis, fato que, mesmo com a necessidade de algumas correções de especificação do modelo, justifica o uso de uma pontuação de QI Total na interpretação dos resultados do teste.

O modelo bifatorial, que separa as subescalas Verbal e de Execução, teve evidência confirmatória de bom ajuste aos dados, apesar de somente um dos dois métodos exploratórios (ACP) ter feito uma clara separação desses dois construtos, com boa correlação negativa entre ambos. Não ficaram constituídos na fatoração propriamente dita (FEP), provavelmente por uma presença forte demais do fator *g* ou mesmo por influência da variância compartilhada, recordando-se os argumentos comparativos entre as duas técnicas (Dancey & Reidy, 2006). Estes resultados apoiam a literatura de pesquisa fatorial sobre o WISC-III, que, sem anular a importância dos dois fatores, os integra ao modelo quadrifatorial sob uma estrutura hierárquica, em que Verbal e Execução contêm, cada um, dois fatores de ordem inferior. De fato, a reestruturação feita pelo WISC-IV veio simplificar essa hierarquia, assimilando o QI Verbal e o QI de Execução, respectivamente: ao índice fatorial CV e ao índice “Raciocínio Perceptivo”, nova denominação de OP.

No presente estudo, os dois modelos de três fatores (M3a e M3b) mostraram bom ajuste aos dados, evidenciando que todos os subtestes são relevantes na avaliação de crianças com DA e confirmando que os quatro fatores têm uma consistência mútua. Ambos os modelos apresentaram ainda, em relação ao quadrifatorial, a importante

vantagem da parcimônia. Um deles – o que agrupava a área verbal num só fator, distinguindo VP – apresentou concordância com a principal conclusão de uma meta-análise realizada nos Estados Unidos (Ravert & Watkins, 2000: citado por Watkins & Kush, 2002) e mostrou bom ajuste também na padronização brasileira (Figueiredo, 2001). O segundo modelo trifatorial verificado – que agrupava os subtestes não verbais, destacando RD – também mostrou bons índices, mas não encontra hoje apoio na literatura, apesar de ter sido inicialmente identificado com os estudos que distinguiam o Terceiro Fator no WISC-R. Com todas suas vantagens, os dois modelos somente poderiam ter aplicação clínica em caso de serem elaboradas normas especiais para sua adequada interpretação.

O modelo quadrifatorial defendido na padronização do WISC-III (Figueiredo, 2001; Wechsler, 1991) obteve, em faturações exploratórias para amostras DA, relativamente poucas evidências positivas (Hale & cols., 2001; Hishinuma & Yamakawa, 1993). Entretanto, as pesquisas que utilizaram técnicas confirmatórias – mais adequadas na fase de consolidação do instrumento – mostraram consistentemente que este modelo segue sendo o mais ajustado (Cockshott, Marsh & Hine, 2006; Grice, Krohn & Logerquist, 1999; Konold, Kush & Canivez, 1997; Watkins & Kush, 2002).

Considerações Finais

O objetivo deste trabalho foi investigar qual seria o modelo fatorial mais adequado ao grupo clínico das crianças com dificuldades de aprendizagem, buscando confirmar se os construtos descritos para a amostra de padronização brasileira seguiriam sendo válidos para esta população-alvo. Utilizando dois tipos de análise fatorial – exploratória e confirmatória – o estudo corroborou a principal tendência da literatura, que apoia a pertinência da solução quadrifatorial.

Entre as limitações do presente estudo, pode-se mencionar a utilização de uma amostra de conveniência, que, no entanto, se viu compensada por um tamanho amostral significativo, uma vez que metade dos estudos internacionais revisados utilizou amostras menores. Outras limitações são: o viés de seleção derivado da inclusão focada em escolas públicas, e o caráter local da amostra, que exige precauções ao generalizar os resultados para o âmbito nacional. Tampouco se analisou a estrutura fatorial para diversas faixas etárias intragrupo, ficando como sugestão para futuros estudos.

Apesar de a investigação estrangeira oferecer numerosas pesquisas sobre a validação do WISC-III em grupos clínicos, no Brasil somente se dispunha de estudos sobre perfis cognitivos em populações específicas. Ser o primeiro trabalho nacional que analisa a estrutura fatorial de uma escala Wechsler num grupo clínico vem a ser o principal mérito do presente estudo. Mesmo com a publicação do WISC-IV em âmbito internacional, os resultados aqui apresentados são importantes no contexto internacional da pesquisa psicométrica, tendo em vista também que a comunidade científica leva alguns anos para adaptar-se a um novo instrumento.

Buscando definir a estrutura fatorial do WISC-III para a população DA brasileira, este estudo obteve evidências que consolidam a validade de construto do teste, no que se refere à presença de um fator geral de inteligência (QIT), os dois conjuntos Verbal e Execução (QIV e QIE) e quatro índices fatoriais (CV, RD, OP e VP). Em apoio à investigação prévia e à proposta definida na padronização, os presentes resultados também constataram a robustez dos fatores CV, OP e VP no grupo clínico DA. Dois modelos trifatoriais, que atualmente não possuem normas populacionais, mostraram vantagens quanto à parcimônia, o bom ajuste e a interpretabilidade, mas o modelo de quatro fatores se mostrou como o de melhores índices nas análises confirmatórias e é, portanto, o mais indicado para aplicação no grupo DA, permitindo aproveitar as normas existentes do WISC-III. A validação desse modelo e dos sete QIs, já amplamente usados para a população geral, favorece que os psicólogos possam seguir aplicando, ao avaliar crianças com dificuldades de aprendizagem, os mesmos índices fatoriais e os mesmos critérios de interpretação clínica das habilidades cognitivas.

Referências

- Anastasi, A. & Urbina, S. (2000). *Testagem psicológica*. Porto Alegre: Artes Médicas Sul.
- Anastopoulos, A. D., Spisto, M. A., Maher, M. C. (1994). The WISC-III Freedom From Distractibility Factor: its utility in identifying children with Attention Deficit Hyperactivity Disorder. *Psychological Assessment*, 6 (4), 368-371.
- Anderson, T. & Dixon, W.E. (1995). Confirmatory Factor Analysis of the WISC-R with normal and psychiatric adolescents. *Journal of Research on Adolescence*, 5 (3), 319-332.
- Bisqueria, R., Sarriera, J.C. & Martínez, F. (2004). *Introdução à estatística: enfoque informático com o pacote estatístico SPSS*. Porto Alegre: Artmed.
- Blaha, J. & Wallbrown, F. H. (1996). Hierarchical factor structure of the Wechsler Intelligence Scale for Children – III. *Psychological Assessment*, 8 (2), 214-218.
- Burton, D. B., Sepehri, A., Hecht, F., VandenBroek, A., Ryan, J. J. & Drabman, R. (2001). A confirmatory factor analysis of the WISC-III in a clinical sample with cross-validation in the standardization sample. *Child Neurology*, 7 (2), 104-116.
- Cavalini, S. F. S. (2008). *A utilização do WISC-III no diagnóstico das dificuldades de aprendizagem*. 123 p. Tese de doutorado. Instituto de Psicologia, Universidade de São Paulo.
- Ciasca, S. M. (2003). Distúrbios e dificuldades de aprendizagem: questão de nomenclatura. Em S. M. Ciasca (Org.), *Distúrbios de aprendizagem: proposta de avaliação interdisciplinar*. São Paulo: Casa do Psicólogo, 19-31.
- Cockshott, F.C., Marsh, N.V. & Hine, D.W. (2006). Confirmatory factor analysis of the Wechsler Intelligence Scale for Children – Third Edition in an Australian clinical sample. *Psychological Assessment*, 18 (3), 353-357.
- Cunha, J. A. (2000). Escalas de Wechsler. Em J. Cunha e colaboradores, *Psicodiagnóstico – V*. Porto Alegre: Artes Médicas, 529-602.
- Dancey, C.P. & Reidy, J. (2006). *Estatística sem matemática para psicologia*. Porto Alegre: Artmed.
- Donders, J. (1993). Factor structure of the WISC-R in children with traumatic brain injury. *Journal of Clinical Psychology*, 49 (2), 255-260.
- Donders, J. & Warschusky, S. (1996). A structural equation analysis of the WISC-III in children with traumatic head injury. *Child Neuropsychology*, 2 (3), 185-192.
- Figueiredo, V. L. M. (2001). *Uma adaptação brasileira do teste de inteligência WISC-III*. 230p. Tese de Doutorado. Instituto de Psicologia, Universidade de Brasília.
- Figueiredo, V. L. M. (2005). Guia prática para proceder uma análise fatorial exploratória no SPSS. Em L. Pasquali (2005). *Análise fatorial para pesquisadores*. Brasília: LabPAM, 265-273.
- Figueiredo, V. L. M., Quevedo, L., Gomes, G. & Pappen, L. (2007). Habilidades cognitivas de crianças e adolescentes com distúrbio de aprendizagem. *Psico-USF*, 12 (2), 281-290.
- Fischer, W.R. & Dean, R.S. (1987). A comparative factor analysis of the WISC-R by sex and age with learning disabled children. *International Journal of Neuroscience*, 35, 217-223.

- Garson, G. D. (2009). *Factor Analysis Statnotes*. North Carolina State University. Retirado em novembro de 2009 de <<http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/factor.htm>>.
- Golbert, C. S. & Moojen, S. M. P. (2000). Dificuldades na aprendizagem escolar. Em P. B. Skiennik (Org.). *O aluno problema – transtornos emocionais de crianças e adolescentes*. 2a ed. Porto Alegre: Mercado Aberto.
- Grice, J. W., Krohn, E. J. & Logerquist, S. (1999). Cross-validation of the WISC-III factor structure in two samples of children with learning disabilities. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 17 (3), 236-248.
- Gussin, B. & Javorsky, J. (1995). The utility of the WISC-III Freedom from Distractibility in the diagnosis of youth with Attention Deficit Hyperactivity Disorder in a psychiatric sample. *Diagnostique*, 21 (1), 29-42.
- Hale, J. B., Fiorello, C. A., Kavanagh, J. A., Hoepfner, J. A. B. & Gaither, R. A. (2001). WISC-III predictors of academic achievement for children with learning disabilities: Are global and factor scores comparable? *School Psychology Quarterly*, 16 (1), 31-55.
- Hishinuma, E. S. & Yamakawa, R. (1993). Construct and criterion-related validity of the WISC-III for exceptional students and those who are "at-risk." *Journal of Psychoeducational Assessment: WISC-III Monograph*, 11, 94-104.
- Hutz, C. & Bandeira, D. (1993). Tendências contemporâneas no uso de testes, uma análise da literatura brasileira e internacional. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 6 (12), 85-101.
- Kamphaus, R. W., Benson, J., Hutchinson, S. & Platt, L. O. (1994). Identification of factor models for the WISC-III. *Educational & Psychological Measurement*, 54 (1), 174-186.
- Kaufman, A. S. (1979). *Intelligent testing with the WISC-R*. New York: John Wiley & Sons.
- Kavale, K.A. (2005). Identifying specific learning disability: Is responsiveness to intervention the answer? *Journal of Learning Disabilities*, 38 (6), 553-562.
- Keith, T.Z. & Witta, E.L. (1997). Hierarchical and cross-age confirmatory factor analysis of the WISC-III: What does it measure? *School Psychology Quarterly*, 12 (2), 89-107.
- Konold, T. R.; Kush, J. C.; Canivez, G. L. (1997). Factor replication of the WISC-III in three independent samples of children receiving special education. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 15 (2), 123-137.
- Krane, E. & Tannock, R. (2001). WISC-III Third Factor indexes learning problems but not Attention Deficit/Hyperactivity Disorder. *Journal of Attention Disorders*, 5 (2), 69-78.
- Kush, J. C. (1996). Factor structure of the WISC-III for students with learning disabilities. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 14 (1), 32-40.
- Kush, J. C. & Watkins, M. W. (1994). *Factor structure of the WISC-III for Mexican-American, learning disabled students*. Relatório de pesquisa.
- Kush J. C. & Watkins, M.W. (1997). Construct validity of the WISC-III Verbal and Performance factors for Black special education students. *Assessment*, 4 (3), 297-304.

- Kush, J. C. & Watkins, M. W. (2007). Structural validity of the WISC-III for a national sample of Native American students. *Canadian Journal of School Psychology*, 22 (2), 235-248.
- Kush, J. C., Watkins, M. W., Ward, T. J., Ward, S. B., Canivez, G. L. & Worrell, F. C. (2001). Construct validity of the WISC-III for White and Black students from the WISC-III standardization sample and for Black students referred for psychological evaluation. *School Psychology Review*, 30 (1), 70-88.
- Logerquist-Hansen, S. & Barona, A. (1994). *Factor structure of the Wechsler Intelligence Scale for Children-III for Hispanic and Non-Hispanic White children with learning disabilities*. Trabalho apresentado na Convenção Anual da American Psychological Association.
- Lombard, T.J. & Riedel R.G. (1978). An analysis of the factor structure of the WISC-R and the effect of color on the Coding subtest. *Psychology in the Schools*, 15, 176-179.
- Lowman, M. G., Schwanz, K. A. & Kamphaus, R. W. (1996). WISC-III Third Factor: critical measurement issues. *Canadian Journal of School Psychology*, 12 (1), 15-22.
- Maller, S. & Braden, J. (1993). The construct and criterion-related validity of the WISC-III with deaf adolescents. *Journal of Psychoeducational Assessment: WISC-III Monograph*, 11, 105-113.
- Mayes, S. D., Calhoun, S.L. & Crowell, E.W. (1998). WISC-III Freedom from Distractibility as a measure of attention in children with and without Attention Deficit Hyperactivity Disorder. *Journal of Attention Disorders*, 2 (4), 217-227.
- Meesters, C., van Gastel, N., Ghys, A. & Merckelbach, H. (1998). Factor analyses of WISC-R and K-ABC in a Dutch sample of children referred for learning disabilities. *Journal of Clinical Psychology*, 54 (8), 1053-1061.
- Oakland, T. (2004). Learning disabilities internationally and in Brazil: issues to consider in developing services for Brazilian students with learning disabilities. *Avaliação Psicológica*, 3 (2), 115-120.
- OMS – Organização Mundial da Saúde (1993). *Classificação de transtornos mentais e de comportamento da CID-10*. Porto Alegre: Artes Médicas.
- Paín, S. (1992). *Diagnóstico e tratamento dos problemas de aprendizagem*. Porto Alegre: Artes Médicas.
- Pasquali, L. (2005). *Análise fatorial para pesquisadores*. Brasília: LabPAM.
- Petersen, C. R. & Hart, D.H. (1979). Factor structure of the WISC-R for a clinic-referred population and specific subgroups. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47 (3), 643-645.
- Reichenheim, M.E. & Moraes, C.L. (2007). Operacionalização de adaptação transcultural de instrumentos de aferição usados em epidemiologia. *Revista de Saúde Pública* (online), 41 (4), 665-673.
- Reinecke, M.A., Beebe, D.W. & Stein, M.A (1999). The Third Factor of the WISC-III: It's (probably) not freedom from distractibility. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 38 (3), 322-328.
- Reynolds, C. R., & Ford, L. (1994). Comparative three-factor solutions of the WISC-III and WISC-R at 11 age levels between 6 1/2 and 16 1/2 years. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 9 (6), 553-570.

- Riccio, C. A., Cohen, M. J., Hall, J. & Ross, C. M. (1997). The Third and Fourth factors of the WISC-III: what they don't measure. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 15 (1), 27-39.
- Roid, G. H., Prifitera, A. & Weiss, L. G. (1993). Replication of the WISC-III factor structure in an independent sample. *Journal of Psychoeducational Assessment: WISC-III Monograph*, 11, 6-21.
- Roid, G. H. & Worrall, W. (1997). Replication of the Wechsler Intelligence Scale for Children – Third Edition four-factor model in the Canadian normative sample. *Psychological Assessment*, 9 (4), 512-515.
- Schooler, D.L., Beebe, M.S. & Koepke, T. (1978). Factor analysis of WISC-R scores for children identified as learning disabled, educable mentally impaired, and emotionally impaired. *Psychology in the Schools*, 15 (4), 478-485.
- Scruggs, T.E. & Mastropieri, M.A. (2002). On babies and bathwater: addressing the problems of identification of learning disabilities. *Learning Disability Quarterly*, 25 (3), 155-168.
- Siekierski, B. M. (2005). *Combined factor analysis of the WISC-III and CMS: Does the resulting factor structure discriminate among children with and without clinical disorders?* 91p. Dissertação de Doutorado. School of Psychology, Texas A&M University: College Station, Texas, EUA.
- Sisto, F. F. (2002). Dificuldades de Aprendizagem. Em F. F. Sisto, E. Boruchovitch, L. D. T. Fini, R. P. Brenelli & S. C. Martinelli (Orgs.). *Dificuldades de Aprendizagem no contexto psicopedagógico* (2a ed., pp. 19-39). Petrópolis, RJ: Vozes.
- Slate, J. R. & Jones, C. H. (1995). Preliminary evidence of the validity of the WISC-III for African American students undergoing special education evaluation. *Educational and Psychological Measurement*, 55 (6), 1039-1046.
- Snow, J.H., Cohen, M. & Holliman, W.B. (1985). Learning disability subgroups using clusters analysis of the WISC-R. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 3 (4), 391-397.
- Stapleton, C. D. (1997). *Basic concepts and procedures of confirmatory factor analysis*. Trabalho apresentado no encontro anual da Southwest Educational Research Association. Austin, Texas, janeiro de 1997.
- Stinnett, T. A., Havey, J. M. & Oehler-Stinnett, J. (1994). Current test usage by practicing school psychologists: A National Survey. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 12 (4), 331-350.
- Sullivan, P. M. & Montoya, L. A. (1997). Factor analysis of the WISC-III with deaf and hard-of-hearing children. *Psychological Assessment*, 9 (3), 317-321.
- Tabachnick, B. & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. San Francisco: Allyn & Bacon.
- Tiholov, T. T., Zawallich, A. & Janzen, H. L. (1996). Diagnosis based on the WISC-III Processing Speed factor. *Canadian Journal of School Psychology*, 12 (1), 23-34.
- Tupa, D. J., Wright, M., & Fristad, M. A. (1997). Confirmatory factor analysis of the WISC-III with child psychiatric inpatients. *Psychological Assessment*, 9 (3), 302-206.
- Watkins, M.W., Greenawalt, C.G. & Marcell, C.M. (2002). Factor structure of the Wechsler Intelligence Scale for Children–Third Edition among gifted students. *Educational and Psychological Measurement*, 62 (1), 164-172.

- Watkins, M. W. & Kush, J. C. (2002). Confirmatory factor analysis of the WISC-III for students with learning disabilities. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 20 (1), 4-19.
- Watkins, M.W., Wilson, S.M., Kotz, K.M., Carbone, M.C. & Babula, T. (2006). Factor structure of the Wechsler Intelligence Scale for Children – Fourth Edition among referred students. *Educational and Psychological Measurement*, 66 (6), 975-983.
- Wechsler, D. (1991). *Manual for the Wechsler Intelligence Scale for Children - Third edition*. San Antonio, Texas: The Psychological Corporation.
- Wielkiewicz, R.M. (1990). Interpreting low scores on the WISC-R Third Factor: It's more than distractibility. *Psychological Assessment*, 2 (1), 91-97.
- Witta, E.L. & Keith, T.Z. (1994). *Multi-sample hierarchical confirmatory factor analysis of the WISC-R: an old problem revisited*. Trabalho apresentado no Encontro Anual da Mid-South Educational Research Association, em Nashville, Tennessee, Nov. 9-11, 1994.
- Zarske, J.A., Moore, C.L. & Petersen, J.D. (1981). WISC-R factor structures for diagnosed learning disabled Navajo and Papago children. *Psychology in the Schools*, 18 (4), 402-407.

ANEXO

Tabela A1 – Principais estudos fatoriais para o WISC-III em amostras com DA

Autores / ano	Amostra	Técnica	Fatores	Modelo
Wechsler (1991)	N = 167 DA + déficit atenção	AFC	4	CV + RD + OP + VP
Hishinuma e Yamakawa (1993)	N = 78 DA	AFE	4	CV + RD + OP + VP
Logerquist-Hansen e Barona (1994)	N = 240 DA	AFE	3	Subescala verbal + OP sem Arranjo de Figuras + VP. RD sem apoio
Kush e Watkins (1994)	N = 121 DA etnia mexicana	AFE	3 2 1	CV com Aritmética + OP sem Arranjo de Figuras + VP. RD sem apoio. Solidez de “g” e das duas subescalas
Slate e Jones (1995)	N = 58 DA etnia africana	AFE	2	(<i>aplicados 11 subtestes</i>) sem Procurar Símbolos
Poulson (1995)*	N = 200 DA	AFC	2	CV + OP
Kush (1996)	N = 327 DA	AFE	3	CV com Aritmética + OP + VP. RD sem apoio
Konold e cols. (1997)	N = 229+246+240 DA e RM	AFC	4	CV + RD + OP + VP
Kush e Watkins (1997)	N = 161 DA etnia africana	AFE	1 2	Verbal e Execução (10 subtestes)
Grice e cols. (1999)	N = 280 + 240 DA	AFC	4 3	(<i>Procurar Símbolos ficou questionado</i>)
Ravert e Watkins (2000)*	N = 934 DA	Meta-análise c/ 6 estudos	3	Subescala verbal + OP + VP
Burton e cols. (2001)	N = 318 DA (amostra mista)	AFC	5	CV + RD + Práxis Construtiva (OP, sem Arranjo de Figuras) + Raciocínio Visual (somente Arranjo de Figuras) + VP
Hale e cols. (2001)	N = 174 DA (QI entre 80 e 120)	Análises de regressão hierárquica	4	CV + RD + OP + VP
Kush e cols. (2001)	N = 348 etnia negra, 59% DA	AFE AFC	1 e 3 2, 3, 4	CV com Aritmética + OP + VP Melhor ajuste: CV + RD + OP + VP
Watkins e Kush (2002)	N = 1201 DA	AFC	4 3	Tradicional (4) Hierárquico (g+4) Não Hierárquico (g+4) Não Hierárquico (g+3)
Cockshott e cols. (2006)	N = 579 DA (Austrália)	AFC	4	CV + RD + OP + VP

Legenda: DA dificuldades de aprendizagem RM retardo mental CV Compreensão Verbal OP Organização Perceptual RD Resistência à Distração VP Velocidade de Processamento AFE Análise Fatorial Exploratória AFC Análise Fatorial Confirmatória “g” Fator Geral

Nota: * Citado por Watkins e Kush (2002)

Francisco Antonio Soto Vidal

Estrutura fatorial do WISC-III
em crianças brasileiras com distúrbio de aprendizagem

Projeto de pesquisa para o Mestrado em Saúde e
Comportamento da UCPel, sob a orientação da
Prof^a. Dr^a. Vera Lúcia Marques de Figueiredo

Universidade Católica de Pelotas

Pelotas, novembro de 2008

Introdução

O Teste de Inteligência de Wechsler para Crianças (WISC, na sigla em inglês), criado em 1949 nos Estados Unidos, é um dos mais usados no mundo inteiro para avaliar a capacidade cognitiva dos 6 aos 16 anos de idade, e é o preferido pelos psicólogos para o exame de crianças encaminhadas por dificuldades na aprendizagem escolar.

O perfil de pontuações padronizadas do WISC mostra o rendimento global no teste, em fatores internos e em cada um dos doze subtestes, permitindo apreciar também as discrepâncias entre fatores, as quais identificam certos quadros clínicos, como o retardo mental, a deficiência atencional, os transtornos emocionais e os transtornos da aprendizagem escolar, entre outros.

Na estrutura interna da Terceira Edição do WISC (WISC-III), recentemente adaptada para a população brasileira (Figueiredo, 2001), foi corroborada a existência de quatro fatores secundários, já identificados por pesquisas internacionais como válidos para diversos grupos clínicos.

O presente estudo se insere no processo de validação do WISC-III para a população brasileira, especificamente para o grupo de crianças com distúrbio de aprendizagem (DA).

A primeira etapa desta pesquisa foi no período 2004-2005, quando se realizou a coleta de dados, que resultou na publicação do artigo “Habilidades cognitivas de crianças e adolescentes com distúrbio de aprendizagem” (Figueiredo, Quevedo, Gomes e Pappen, 2007). Dando continuidade à pesquisa, o presente projeto busca definir qual o modelo fatorial que melhor se ajusta, neste grupo especial, à versão brasileira do teste.

Os distúrbios de aprendizagem (DA)

Na atual Classificação Internacional de Doenças, a CID-10, os transtornos do desenvolvimento psicológico se encontram no capítulo F, bloco F80-F89, e se definem por três características: início na infância, atraso no desenvolvimento de funções relacionadas à maturação biológica, e curso estável, sem as recaídas típicas de muitos transtornos mentais (OMS, 1993: 228).

A seção F81, sobre os transtornos específicos do desenvolvimento das habilidades escolares, inclui três transtornos principais – da leitura, do soletrar e das habilidades aritméticas – e uma categoria para o transtorno misto das habilidades escolares. Todos eles derivam de anormalidades no processo cognitivo, por sua vez originadas de alguma disfunção biológica, perturbando a aprendizagem (OMS, 1993: 236).

Esse comprometimento no aprendizado é significativo em relação aos padrões normais de aquisição de habilidades, e não é resultado direto de outros transtornos – como retardo mental, perturbações emocionais, deficiências neurológicas ou sensoriais – nem de carências culturais, mas pode ocorrer em presença dessas mesmas condições. É comum encontrá-lo nos outros transtornos específicos do desenvolvimento (da fala, da linguagem ou da função motora), nos transtornos de conduta e em síndromes como o Transtorno de Déficit de Atenção e Hiperatividade (OMS, 1993: 237).

Além desse requisito, o transtorno no aprendizado deve ser específico – e não generalizado, como na lentidão por retardo mental –, deve afetar o desenvolvimento, isto é, aparecer no início da escolarização, e ocorrer em ausência de fatores externos que pudessem explicar a dificuldade escolar (OMS, 1993: 237-238).

Para distinguir um transtorno específico de outros comprometimentos da inteligência, requer-se o uso de testes padronizados, que forneçam tabelas estatísticas sobre o rendimento esperado a cada idade, que sejam de aplicação individual e apropriados para o meio cultural e educacional do indivíduo examinado (OMS, 1993: 238).

Os critérios de Rourke (1998) para identificar em uma criança um transtorno de aprendizagem são os seguintes: rendimento marcadamente deficiente em pelo menos uma área da aprendizagem escolar, QI Total no WISC dentro da faixa normal (coeficientes entre 80 e 120), ausência de perturbações emocionais primárias, percepção visual e auditiva normais, ausência de privações socioeconômicas, ocorrência de doenças infantis usuais e escolarização regular desde os seis anos de idade.

As diferentes edições do WISC são utilizadas pelos psicólogos da área clínica e escolar, principalmente para investigar o desenvolvimento, entre 6 e 16 anos de idade, das habilidades cognitivas relacionadas com a aquisição da leitura e da escrita. O instrumento é respeitado pelas excelentes características psicométricas e, segundo Hutz e Bandeira (1993), aparece na literatura brasileira e na internacional como um dos mais utilizados, na prática profissional e na pesquisa.

O WISC está também entre os testes mais indicados para o exame de crianças encaminhadas por transtornos na aprendizagem (Weiss, 1992; Sattler, 1992; Cunha, 2000). Com qualidades psicométricas confiáveis, o teste não somente explora a habilidade intelectual geral, mas também analisa a relação entre diversas dimensões cognitivas, identificando possíveis discrepâncias e importantes segmentos do funcionamento intelectual das crianças, baseando-se no rendimento em cada subteste.

As Escalas Wechsler de Inteligência para crianças

Histórico das edições do WISC

Em 1939, David Wechsler iniciou uma série de escalas de medição da inteligência com o teste Wechsler-Bellevue; destinado à avaliação de adultos, este deu origem em 1955 ao WAIS (*Wechsler Adult Intelligence Scale*). Posteriormente, foi criada uma escala para avaliação de crianças e adolescentes em idade escolar, o WISC (*Wechsler Intelligence Scale for Children*); deste teste derivou outro para crianças em idade pré-escolar, o WPPSI (*Wechsler Preschool and Primary Scale of Intelligence*). As escalas foram de valiosa contribuição na avaliação da inteligência e, segundo Shaw, Swerdlik e Laurent (1993), quando surgiram foram consideradas de mais fácil aplicação e interpretação que a escala Stanford-Binet, usada antes delas.

A primeira edição do WISC foi publicada em 1949, pela editora norte-americana *Psychological Corporation*. Pelo uso consagrado entre os psicólogos de todo o mundo e pelo crescente número de pesquisas que motivou, versões revisadas do teste apareceram nos Estados Unidos em 1974 (*Wechsler Intelligence Scale for Children – Revised*), em 1991 (*Wechsler Intelligence Scale for Children – Third Edition*) e em 2003 (*Wechsler Intelligence Scale for Children – Fourth Edition*).

No Brasil, uma tradução do WISC original foi o único material do teste disponível no mercado até maio de 2002. Nessa data, a editora Casa do Psicólogo publicou uma versão adaptada à população brasileira, resultante de uma tese de doutorado (Figueiredo, 2001). O manual do WISC-III Br informa sobre a padronização do teste para uma amostra brasileira e sobre as qualidades psicométricas do instrumento, e oferece normas para a interpretação de resultados em seis grupos etários (6, 7, 8-9, 10-11, 12-13 e 14-16 anos).

Descrição do WISC-III

Além do objetivo inicial de avaliar a inteligência global, as escalas Wechsler servem a outros fins, como o diagnóstico de habilidades parciais, e para levantar variadas hipóteses sobre o desempenho cognitivo, “quando, então, eventualmente, o QI pode ser o dado menos importante entre os subsídios obtidos” (Cunha, 2000: 529).

A riqueza do teste é medir um conglomerado de capacidades cognitivas, tais como: compreensão verbal, raciocínio espacial, memória e outras habilidades que contribuem para o que Wechsler chamou de capacidade global do indivíduo. Cada uma destas facetas é um construto ou variável latente que, segundo se acredita, influi sobre as respostas de uma criança nos itens que compõem um subteste. As escalas de Wechsler foram destinadas a medir dimensões globais e primárias dessa capacidade intelectual (Wechsler, 1991). No Anexo A, anota-se o que avaliam qualitativamente os QIs, índices e subtestes do WISC-III.

A versão do WISC-III adaptada ao contexto brasileiro consta de doze subtestes, agrupados em duas dimensões. A subescala verbal tem seis subtestes: Informação, Semelhanças, Aritmética, Vocabulário, Compreensão e Dígitos. A subescala de execução tem seis subtestes: Completar Figuras, Código, Arranjo de Figuras, Cubos, Armar Objetos e Procurar Símbolos. Com a única exceção deste último, os subtestes do WISC-III são os mesmos do WISC e do WISC-R, diferenciando-se somente na quantidade, na ordem ou no conteúdo dos itens.

Os resultados ponderados obtidos nos subtestes verbais produzem o Quociente de Inteligência Verbal (QIV), e os resultados ponderados dos subtestes de execução, o QI de Execução (QIE). Somando-se os escores ponderados alcançados nas duas subescalas, obtém-se o QI Total (QIT).

Além desses três quocientes tradicionalmente calculados, o WISC-III oferece a estimativa de mais quatro dimensões cognitivas – denominadas índices fatoriais, ou seja, fatores derivados das análises fatoriais do WISC-III – que são os seguintes: Compreensão Verbal (CV), Resistência à Distração (RD), Organização Perceptual (OP) e Velocidade de Processamento (VP). Cada um desses índices fatoriais resulta da soma dos escores ponderados dos subtestes que compõem cada fator, e proporciona os quatro respectivos QIs (Wechsler, 1991). No Anexo B, apresenta-se o modelo da estrutura fatorial do WISC-III, com o fator global, os dois primários, os dois secundários e os doze subtestes.

Em cada edição do WISC, ressurge a discussão sobre a estrutura fatorial do teste, o que inclui a identificação dos fatores na população geral e a confirmação desse modelo fatorial em indivíduos com diversas excepcionalidades, tais como o retardo mental, transtornos de atenção, dano cerebral, transtornos emocionais, sensoriais ou de aprendizagem.

Para o WISC-III, tem-se informado, pelo menos nos Estados Unidos, que a estrutura fatorial do teste na população geral é válida para populações excepcionais. O manual relata resultados de análises fatoriais para três tipos de sujeitos: um grupo clínico (com transtornos de aprendizagem, de leitura e com déficit atencional), um com alto nível de habilidades (QIT igual ou superior a 125) e outro com baixo nível de habilidades (QIT igual ou inferior a 75). Para os três grupos, o modelo que melhor se ajustou foi o de quatro fatores (Wechsler, 1991; Spruill, 1998). Entretanto, também há trabalhos cujos resultados não confirmam que esta mesma estrutura permaneça, como se verá mais adiante neste estudo.

Na pesquisa de adaptação do WISC-III ao contexto brasileiro, não foram coletados dados para populações especiais, razão pela qual se pretende dar continuidade aos estudos com o WISC-III Br, procurando evidências da validade do teste para determinados grupos de crianças. Considerando que, como seus antecessores, o WISC-III é a medida de inteligência mais usada pelos psicólogos, a determinação de sua legitimidade na educação especial será uma grande contribuição para a área de avaliação cognitiva de crianças brasileiras.

Segundo o manual do WISC-III (Wechsler, 1991), a necessidade de atualizar periodicamente as normas de interpretação dos testes de inteligência foi o principal objetivo de realizar-se mais uma revisão do WISC. Também havia o interesse de investigar mais a fundo os fatores que surgiram das análises com o WISC e WISC-R. Os resultados de inúmeros estudos indicavam, independentemente do método de análise e do tipo de amostra, a presença no WISC-III de dois fatores mais importantes, detectados desde os primeiros estudos com o WISC: Compreensão Verbal (CV) e Organização Perceptual (OP).

Um terceiro fator menos forte, formado pelos subtestes Aritmética e Dígitos, foi chamado de Resistência à Distração (RD), e incorporado a partir das pesquisas com o WISC-R. Para distinguir melhor a habilidade medida por este fator, foi incluído no WISC-III o subteste Procurar Símbolos, e os consequentes resultados evidenciaram um quarto fator: Velocidade de Processamento (VP). Portanto, o WISC-III trabalha com

seis fatores: dois principais (Verbal e Execução) e quatro secundários (CV, OP, RD e VP).

Revisão de Literatura

A busca de literatura foi realizada mediante os seguintes recursos: quatro bancos de dados virtuais (PsycINFO, Medline, BVS e ERIC), um buscador eletrônico (*Google Acadêmico*), as referências bibliográficas dos artigos disponíveis na internet, *websites* pessoais de pesquisadores e correspondência eletrônica com autores. A Tabela 1 especifica os critérios de busca nos quatro bancos de dados.

Tabela 1. Resultados da Busca de Literatura.

Base de dados	Período	Critério de busca	Resultados encontrados	Resultados selecionados
PsycINFO	1970-2008	Descritores: <i>Test-Validity</i> OR <i>Wechsler-Intelligence-Scale-for-Children</i> OR <i>Learning-Disabilities</i>	97	8
Medline	1966-2008	Palavras: <i>wisc</i> AND <i>validity</i> AND <i>intelligence</i>	44	5
Medline	1966-2008	Palavras: <i>wisc</i> AND <i>validity</i> AND <i>learning</i>	25	7
PubMed	-	Palavra “ <i>wisc</i> ” limitações: <i>humans</i> , <i>validation studies</i> e <i>all child</i>	26	7
ERIC		Palavras-chave: [<i>learning</i> AND <i>disabilities</i>] AND [<i>intelligence</i> AND <i>test</i>]	487	
ERIC: busca limitada		Palavra-chave: [<i>wisc</i>], Descritores: [<i>Intelligence Tests</i> OR <i>Learning Disabilities</i> OR <i>Learning Problems</i> OR <i>Test Interpretation</i> OR <i>Test Reviews</i> OR <i>Test Validity</i>]	168	20

Nas buscas PsycINFO, Medline, BVS e ERIC, foram selecionados 47 resultados de referências para este estudo. Eliminadas as repetições, esse grupo de *abstracts* de maior interesse se reduziu a 26, dos quais 12 artigos foram encontrados em seu texto completo.

Nas referências bibliográficas destes últimos, realizaram-se novas seleções de artigos de interesse. Novas buscas foram realizadas no *Google Acadêmico*, à procura de

artigos relacionados, nos sites das revistas de maior interesse, e no buscador *Google*, à procura dos sites pessoais de pesquisadores. Estas buscas posteriores proporcionaram dados de maior interesse, com mais 10 artigos em seu texto completo.

Desses 22 artigos (12 + 10), foram selecionados 10 para o presente estudo.

Estrutura fatorial das edições do WISC para DA

Os distúrbios de aprendizagem escolar têm gerado uma grande demanda dos serviços psicológicos e um grande volume de literatura de pesquisa psicométrica, especialmente com todas as edições do WISC, em dezenas de países. Os seguintes estudos foram realizados nos Estados Unidos.

Com o WISC-R

Em 1978, Schooler analisou fatorialmente as pontuações no WISC-R de três grupos de crianças: com dificuldades de aprendizagem, com retardo mental educável e com transtornos emocionais, sem encontrar diferenças fatoriais entre os três grupos.

Zarske (1981) analisou as pontuações no WISC-R de crianças indígenas norte-americanas com dificuldades de aprendizagem. Encontrou que a estrutura fatorial original do teste era válida, neste grupo especial, como medida do funcionamento intelectual geral, assim como dos aspectos verbal e de execução, o que sugeriu ser o teste apropriado para diversas populações.

Saklofske, Schmidt e Yackulic (1984) compararam os perfis de duas aplicações do WISC-R em 19 crianças com dificuldades de aprendizagem (uma aplicação no diagnóstico e outra após um programa especial). Entre as duas medições, foram encontradas diferenças no QI verbal, no QI total e quanto à discrepância verbal-execução. Em relação com os perfis da amostra de padronização, este grupo especial mostrou pequenas mas significativas diferenças nos índices verbal, execução e discrepância verbal-execução.

No mesmo ano, Lawson e Inglis descreveram um índice de dificuldades de aprendizagem (*Learning Disabilities Index* – LDI) para detectar deficiências intelectuais no WISC-R, empregando coeficientes derivados de uma análise de componentes principais dos dados normativos, em combinação com as pontuações individuais.

Posteriormente, os mesmos autores (Lawson e Inglis, 1988) discutiram um método para assegurar os dois QIs fatoriais do WISC-R (Verbal e Execução) mediante uma rotação ortogonal dos eixos dos dois primeiros componentes principais que se derivam de uma análise fatorial do teste. Encontraram diferenças em crianças normais quanto ao sexo, e entre crianças normais e com dificuldades de aprendizagem.

Nichols, Inglis, Lawson e MacKay (1988) estudaram os perfis intelectuais de 813 crianças com dificuldades de aprendizagem, realizando uma repetição do WISC-R em um subgrupo de 224. A partir dos fatores verbal e de execução, constataram que estas crianças mostram com o tempo uma deterioração nas habilidades verbais, enquanto as de execução aparecem aumentadas no início da infância e se nivelam mais tarde. Estes resultados reforçaram a hipótese do retardo do desenvolvimento em oposição à da deficiência, como causa da dificuldade de aprendizagem.

Com o WISC-III

Também nos Estados Unidos, Hishinuma e Yamakawa (1993) descreveram a estrutura fatorial do WISC-III para um grupo excepcional, independente da amostra de padronização: 78 alunos de uma escola especial para dificuldades de aprendizagem. Os resultados deram apoio ao modelo quadrifatorial, com os fatores Compreensão Verbal e Organização Perceptual claramente delineados.

Em 1994, Logerquist-Hansen e Barona estudaram a validade de construto do WISC-III em 120 crianças hispânicas e 120 não hispânicas brancas, todas com dificuldades de aprendizagem. Diferentemente do que os estudos vinham mostrando para a população geral, as análises fatoriais encontraram, nestas duas amostras, que a estrutura do teste seria de três fatores (Compreensão Verbal, Organização Perceptual e Velocidade de Processamento), com uma definição também diferente da constituição desses fatores (v. detalhes deste artigo no Anexo C).

Kush (1996) examinou a estrutura fatorial do WISC-III, mediante método de rotação oblíqua, numa amostra de 327 alunos norte-americanos com dificuldades de aprendizagem. Os resultados deram apoio à validade de construto dos fatores Compreensão Verbal (neste caso, incluindo Aritmética) e Organização Perceptual (mesma constituição analisada na padronização). Velocidade de Processamento foi considerado um fator de menor força, enquanto Resistência à Distração obteve pouca evidência de validade (v. detalhes deste artigo no Anexo C).

Em 1999, Grice, Krohn e Logerquist estudaram, mediante análise fatorial confirmatória, as pontuações no WISC-III de 280 crianças com dificuldades de aprendizagem, testando seis modelos relatados na literatura e logo aplicando validação cruzada numa amostra independente de 240 crianças com dificuldades de aprendizagem. Um modelo de 4 fatores mostrou-se como a explicação mais acurada e estável dos dados quando o subteste Símbolos era incluído; um modelo trifatorial também se ajustou com aproximação e teve boa fidedignidade quando Símbolos era excluído da análise. No entanto, os dois modelos deixaram sem explicar muita variância de cada subteste, e as correlações entre as pontuações das subescalas e seus respectivos fatores indicaram que Resistência à Distração estava saturada, em ambos os modelos, com fontes de variação não identificada.

Burton, Sepehri, Hecht, VandenBroek, Ryan e Drabman (2001) aplicaram uma análise fatorial confirmatória aos resultados do WISC-III em uma amostra mista de 318 crianças, a fim de determinar qual de nove soluções fatoriais melhor explicaria a inteligência nesta amostra clínica. Foi efetuada uma validação cruzada com a amostra de padronização do teste, e encontrou-se que os dados de ambas apoiaram um modelo de 5 fatores: Compreensão Verbal, Práxis Construtiva, Raciocínio Visual (fator novo, em relação aos modelos anteriormente pesquisados), Resistência à Distração e Velocidade de Processamento. O novo fator ficou definido primariamente pelo subteste Arranjo de Figuras, pois Labirintos não melhorava o ajuste ao modelo.

Em uma amostra de 174 crianças com dificuldades de aprendizagem, Hale, Fiorello, Kavanagh, Hoepfner e Gaither (2001) encontraram que os quatro fatores tradicionais do WISC-III explicavam grande parte da variância do rendimento em análises de regressão hierárquicas, o que sugeria ao clínico não concentrar a interpretação nos escores globais e confirmava a utilidade desses quatro fatores para prever o rendimento escolar.

Kush, Watkins, Ward, Ward, Canivez e Worrell (2001) examinaram, mediante análise exploratória e confirmatória, a estrutura fatorial do WISC-III em alunos brancos e negros da amostra de padronização e numa amostra de 348 alunos negros encaminhados para avaliação psicológica (59% dos quais apresentando transtornos de aprendizagem). A análise exploratória encontrou evidência, nos três grupos, de um grande primeiro fator principal, assim como dos esperados componentes Verbal e de Execução.

Watkins e Kush (2002) examinaram, por análises fatoriais confirmatórias, doze modelos explicativos dos construtos subjacentes ao WISC-III numa amostra de 1201 alunos com DA (60% brancos e 40% de outras raças). Os sujeitos eram do Estado do Arizona, diagnosticados previamente nas escolas que aceitaram participar e entregaram à pesquisa seus dados anônimos. Os modelos foram escolhidos segundo explicações teóricas da estrutura fatorial do teste e segundo as pesquisas previamente realizadas na amostra normativa e com amostras independentes de alunos com excepcionalidades.

Nesse estudo norteamericano, quatro modelos fatoriais foram considerados plausíveis: a tradicional estrutura quadrifatorial da amostra de padronização, o modelo hierárquico de segunda ordem com quatro fatores de primeira ordem defendido por Keith e Witta,¹ um modelo bifatorial de segunda ordem com quatro fatores de primeira ordem descrito por Gustafsson e Undheim² e um modelo bifatorial de segunda ordem com três fatores de primeira ordem. Esses resultados aumentaram o corpo de evidências no sentido de que os fatores Compreensão Verbal, Organização Perceptual e Velocidade de Processamento são robustos em todas as amostras, mas Resistência à Distração mostrou uma fraca validade de construto (v. detalhes do artigo no Anexo C).

Os estudos norte-americanos aqui apresentados não confirmam, para a população com DA, a vigência da estrutura quadrifatorial do WISC-III. Os dois fatores mais robustos (Compreensão Verbal e Organização Perceptual), que vêm sendo pesquisados desde a primeira versão do teste, mantêm sua força para este grupo especial. Os dois menos fortes (Velocidade de Processamento e Resistência à Distração) têm sido corroborados na população geral, mas não mostram a mesma robustez no grupo de crianças com transtornos de aprendizagem, sendo que RD não tem apresentado evidências para seguir sustentando-se como um fator válido neste grupo especial.

A tabela do anexo C auxilia na visualização dos resultados dos três artigos, mencionados acima, que foram selecionados para a apresentação oral deste projeto.

¹ Keith, T. Z. & Witta, E. L. (1997). Hierarchical and cross-age confirmatory factor analysis of the WISC-III: What does it measure? *School Psychology Quarterly*, 12, 89-107.

² Gustafsson, J-E & Undheim, J. O. (1996). Individual differences in cognitive functions. Em D. C. Berliner & R. C. Calfee (eds.). *Handbook of educational psychology*, 186-242. New York: Macmillan.

Justificativa

No processo de construção de um teste psicológico, três parâmetros determinam a sua qualidade psicométrica, definindo a confiabilidade do instrumento como técnica de medida (McIntire e Miller, 2000): a validade, a fidedignidade e a aferição. Esta última significa o estabelecimento de normas de pontuações que permitem interpretar o desempenho do sujeito, comparando seu escore com a distribuição de pontuações obtidas pelo grupo a que ele pertence.

Na adaptação de qualquer instrumento a outro meio cultural, esses três aspectos devem ser considerados, revisando as normas, a validade e a fidedignidade das medidas. A simples tradução de um teste estrangeiro não garante que suas propriedades psicométricas originais se mantenham. Assim como em novos contextos, também em cada grupo de examinandos a efetividade do instrumento deve ser revisada mediante estudos de validação.

Não se usa neste estudo, o conceito estrito de transtornos específicos de aprendizagem, que exclui os distúrbios secundários, os quais se associam a retardo mental, autismo ou a transtornos de fundo orgânico, emocional ou sociocultural. Este trabalho se refere a toda a ampla variedade de DA existentes, sem identificar sua etiologia, tendo em conta que na demanda escolar cotidiana não mais que uma pequena parte das crianças encaminhadas para avaliação psicológica apresenta transtornos específicos da aprendizagem, de tipo primário.

Objetivo

No processo de adaptação do WISC-III ao contexto brasileiro, não foi verificado se as qualidades psicométricas do teste se mantêm no grupo das crianças com DA. Este trabalho contribui a essa análise da validade de construto, buscando definir, para esse grupo clínico, qual o modelo fatorial que melhor se ajusta à versão brasileira do teste.

Hipótese

Como hipótese de trabalho, espera-se encontrar no grupo DA – de acordo com a literatura revisada – que a estrutura fatorial difira do modelo quadrifatorial encontrado

na estrutura da população geral, e que apareçam pelo menos dois fatores mais fortes: Compreensão Verbal e Organização Perceptual.

Método

Delineamento

Estudo de validação de instrumento psicológico em uma população especial.

População-alvo

Alunos matriculados em escolas públicas de Pelotas e Rio Grande (RS), com idades entre 6 e 16 anos, apresentando queixas de dificuldades de aprendizagem.

Amostra

A amostra foi de conveniência, constituída por 263 crianças e adolescentes que foram avaliados mediante o WISC-III Br. Entre eles, a predominância foi do sexo masculino (69,2%). A média de idade foi 9,03 anos (DP = 1,99). A maioria dos participantes era de escolas estaduais (79,8%), da cidade de Pelotas (57%), que cursavam entre 1ª e 2ª série (68,5%), com história de repetência (63,9%) (Figueiredo e colaboradores, 2007: 285).

Crítérios de inclusão e de exclusão

Participaram do estudo escolares apresentando toda a ampla variedade de DA: na leitura, na escrita e/ou aritmética, sem identificar sua etiologia.

Excluíram-se participantes com mais de três repetências na mesma série ou que apresentassem deficiências sensoriais evidentes.

Material

Dados dos protocolos do teste WISC-III Br resultantes de aplicação realizada em 2004 e 2005 (Figueiredo e colaboradores, 2007).

Procedimento para a coleta de dados

Os alunos foram selecionados com base numa ficha, que acompanhava a solicitação da avaliação psicológica. Além dos dados de identificação da criança, o professor devia

informar antecedentes escolares (número de repetências e se cursou ou não pré-escola) e sobre a presença ou ausência dos seguintes fatores: hiperatividade, uso de medicação, problemas de leitura, de escrita, de cálculo, de conduta, de atenção, de relacionamento e de linguagem.

Procedimento para a análise de dados

Para investigar se o modelo de quatro fatores subjacentes ao WISC-III Br se mantém em sujeitos com DA, será utilizada a técnica estatística da Análise Fatorial Exploratória (pela técnica dos Componentes Principais) e Análise Fatorial Confirmatória.

A Análise Fatorial é uma técnica estatística multivariada que, mediante a análise de inter-relações, mostra quantos fatores subjazem a um número de variáveis ou categorias. Foi desenvolvida como um meio de identificar traços psicológicos, e é “especialmente relevante para os procedimentos de validação de construto” (Anastasi e Urbina, 2000: 118). No caso de um instrumento psicológico, as variáveis a ser correlacionadas são as subdivisões do teste (itens ou subtestes) e as inter-relações são feitas entre todas essas partes, umas com outras.

Encontradas correlações entre as variáveis, a Análise Fatorial “procura o menor número possível de variáveis hipotéticas, que chama de fatores, os quais possam explicar a maior porcentagem possível da covariância entre as variáveis” (Pasquali, 2005: 61).

A técnica da Análise Fatorial Exploratória faz a busca desses fatores mediante a observação da matriz de correlações, onde se exploram livremente as cargas fatoriais, o número de fatores etc., ainda na inexistência de uma solução fatorial específica. A Análise Fatorial Confirmatória impõe à matriz, como postulado teórico, uma determinada estrutura fatorial e “verifica, em seguida, se esta se adapta aos dados empíricos expressos pela mesma matriz” (Pasquali, 2005: 113).

Aspectos éticos

O projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (reunião nº 26, ata nº 47), que na época substituíra o Comitê em reestruturação da Universidade Católica de Pelotas.

Na primeira fase, em que os testes foram aplicados, a avaliação dos examinandos realizou-se com a aprovação dos pais ou responsáveis das crianças, mediante assinatura de termo de consentimento (v. modelo no Anexo D).

Cronograma

	2008			2009										
	Ago	Set	Out	Nov	Dez	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set
Revisão bibliográfica	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■	■
Redação do projeto	■	■	■											
Defesa do projeto				■										
Análise estatística					■	■	■							
Redação do artigo					■	■	■	■	■	■	■	■		
Defesa da dissertação													■	
Envio para publicação														■

Orçamento

Na primeira fase da pesquisa, a despesa com materiais incluiu principalmente as folhas de respostas do teste. O deslocamento dos estudantes aplicadores foi custeado pelas bolsas de iniciação científica.

Ao formular-se este projeto, a informação já se encontrava coletada e registrada num banco de dados. Assim, os gastos para esta fase da pesquisa se referem ao uso de internet, tinta para impressão de documentos, fotocópias e aquisição de artigos. Todos serão custeados pelo mestrando.

Tabela 2. Estimação de custos.

	Itens de consumo	Valor
Impressão de documentos	2 cartuchos de tinta	R\$ 50
Reprodução de textos	300 fotocópias	R\$ 30
Encadernações	20 espirais com capa	R\$ 120
Aquisição de textos	10 artigos	R\$ 70
<i>Total estimado</i>		<i>R\$ 270</i>

Referências

- Burton, D. B.; Sepehri, A.; Hecht, F.; VandenBroek, A.; Ryan, J. J.; Drabman, R. (2001). A confirmatory factor analysis of the WISC-III in a clinical sample with cross-validation in the standardization sample. *Child Neuropsychology*, 7 (2), 104-16.
- Anastasi, A. & Urbina, S. (2000). *Testagem psicológica*. Porto Alegre: Artes Médicas Sul.
- Cunha, J. A. (2000). Escalas de Wechsler. Em J. Cunha e colaboradores, *Psicodiagnóstico-V*. Porto Alegre: Artes Médicas, 529-602.
- Figueiredo, V. L. M. (2001). *Uma adaptação brasileira do teste de inteligência WISC-III*. 230p. Tese de Doutorado. Instituto de Psicologia, Universidade de Brasília.
- Figueiredo, V. L. M.; Quevedo, L.; Gomes, G.; Pappen, L. (2007). Habilidades cognitivas de crianças e adolescentes com distúrbio de aprendizagem. *Psico-USF*, 12 (2), 281-290.
- Grice, J. W.; Krohn, E. J.; Logerquist, S. (1999). Cross-Validation of the WISC-III Factor Structure in Two Samples of Children with Learning Disabilities. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 17 (3), 236-248.
- Hale, J. B.; Fiorello, C. A.; Kavanagh, J. A.; Hoepfner, J-A. B.; Gaither, R. A. (2001). WISC-III Predictors of Academic Achievement for Children with Learning Disabilities: Are Global and Factor Scores Comparable? *School Psychology Quarterly*, 16 (1), 31-55.
- Hishinuma, E. S. & Yamakawa, R. (1993). Construct and criterion-related validity of the WISC-III for exceptional students and those who are "at-risk." *Journal of Psychoeducational Assessment: Advances in Psychoeducational Assessment Monograph Series*, Wechsler Intelligence Scale for Children: Third Edition, 94-104.
- Hutz, C. & Bandeira, D. (1993). Tendências contemporâneas no uso de testes, uma análise da literatura brasileira e internacional. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 6 (12), 85-101.
- Kush, J. C. Factor Structure of the WISC-III for Students with Learning Disabilities (1996). *Journal of Psychoeducational Assessment*, 14 (1), 32-40.
- Kush, J. C.; Watkins, M. W.; Ward, T. J.; Ward, S. B.; Canivez, G. L.; Worrell, F. C. (2001). Construct Validity of the WISC-III for White and Black Students from the WISC-III Standardization Sample and for Black Students Referred for Psychological Evaluation. *School Psychology Review*, 30 (1), 70-88.
- Lawson, J. S. & Inglis, J. (1984). The psychometric assessment of children with learning disabilities: an index derived from a principal components analysis of the WISC-R. *Journal of Learning Disabilities*, 17 (9), 517-522.
- Lawson, J. S. & Inglis, J. (1988). Factorial verbal and performance IQs derived from the WISC-R: their psychometric properties. *Journal of Clinical Psychology*, 44 (2), 252-258.
- Logerquist-Hansen, S. & Barona, A. (1994). *Factor Structure of the Wechsler Intelligence Scale for Children-III for Hispanic and Non-Hispanic White Children*

with Learning Disabilities. Trabalho apresentado na Convenção Anual da American Psychological Association.

- McIntire, S. & Miller, L. (2000). *Foundations of Psychological Testing*. Boston: McGraw-Hill.
- Nichols, E.G.; Inglis, J.; Lawson, J. S.; MacKay, I. (1988). A cross-validation study of patterns of cognitive ability in children with learning difficulties, as described by factorially defined WISC-R verbal and performance IQs. *Journal of Learning Disabilities*, 21 (8), 504-508.
- OMS – Organização Mundial da Saúde (1993). *Classificação de Transtornos Mentais e de Comportamento da CID-10*. Porto Alegre: Artes Médicas.
- Pasquali, L. (2005). *Análise fatorial para pesquisadores*. Brasília:LabPAM.
- Rourke, B. P. (1998). Significance of Verbal-Performance discrepancies for subtypes of children with learning Disabilities: opportunities for the WISC-III. Em A. Prifitera, & D. Saklofske (eds.). *WISC-III Clinical Use and Interpretation*. San Diego, California: Academic Press.
- Saklofske, D. H.; Schmidt, H. P.; Yackulic, R. A. (1984). Variations in WISC-R patterns of learning disabled children . *Perceptual and Motor Skills*, 59 (2), 415-421.
- Sattler, J. M. (1992). *Assessment of Children: WISC-III and WPPSI-R supplement*. San Diego, California: Jerome M. Sattler.
- Schooler, D. L. (1978). Factor Analysis of WISC-R Scores for Children Identified as Learning Disabled, Educable Mentally Impaired, and Emotionally Impaired. *Psychology in the Schools*, 15 (4), 478-485.
- Shaw, S. R.; Swerdlik, M. E. & Laurent, J. (1993). Review of the WISC-III. *Journal of Psychoeducational Assessment, Monograph series: Advances in psychoeducational assessment*, 151-160.
- Spruill, J. (1998). Assessment of Mental Retardation with the WISC-III. Em Prifitera, A & Saklofske, D (eds.). *WISC-III Clinical Use and Interpretation*. San Diego, California: Academic Press.
- Watkins, M. W. & Kush, J. C. (2002). Confirmatory Factor Analysis of the WISC-III for Students with Learning Disabilities. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 20 (1), 4-19.
- Wechsler, D. (1991). *Manual for the Wechsler Intelligence Scale for Children-Third edition*. San Antonio, Texas: The Psychological Corporation.
- Weiss, M. L. (1992). *Psicopedagogia Clínica*. Porto Alegre: Artes Médicas.
- Zarske, J. A. (1981). WISC-R Factor Structures for Diagnosed Learning Disabled Navajo and Papago Children. *Psychology in the Schools*, 18 (4), 402-407.

ANEXO A

Tabela 3. Significado Qualitativo dos Resultados Obtidos no WISC-III³

• O QUE AVALIAM OS QIs E ÍNDICES FATORIAIS:

QI/ÍNDICES FATORIAIS	O que avalia:
QI Total (QIT)	Nível geral do funcionamento intelectual.
QI Verbal (QIV)	Compreensão verbal, conhecimento adquirido, processamento da linguagem, raciocínio verbal, atenção, aprendizagem verbal e memória. Relaciona-se ao raciocínio teórico e reflexivo.
QI de Execução (QIE)	Organização perceptual, processamento visual, capacidade de planejamento, aprendizagem não-verbal e habilidades para pensar e manipular estímulos visuais com rapidez de velocidade. Relaciona-se ao raciocínio prático e concreto.
Índice de Compreensão Verbal (ICV)	Conhecimento verbal adquirido e capacidade de compreensão verbal.
Índice de Organização Perceptual (IOP)	Raciocínio não verbal, fluido, atenção para detalhes e integração visomotora.
Índice de Velocidade de Processamento (IVP)	Processos relacionados à atenção, memória e concentração para processar rapidamente a informação visual.
Índice de Resistência à Distração (IRD)	Resistência à distração, atenção e concentração, processamento seqüencial.

• O QUE AVALIAM OS SUBTESTES:

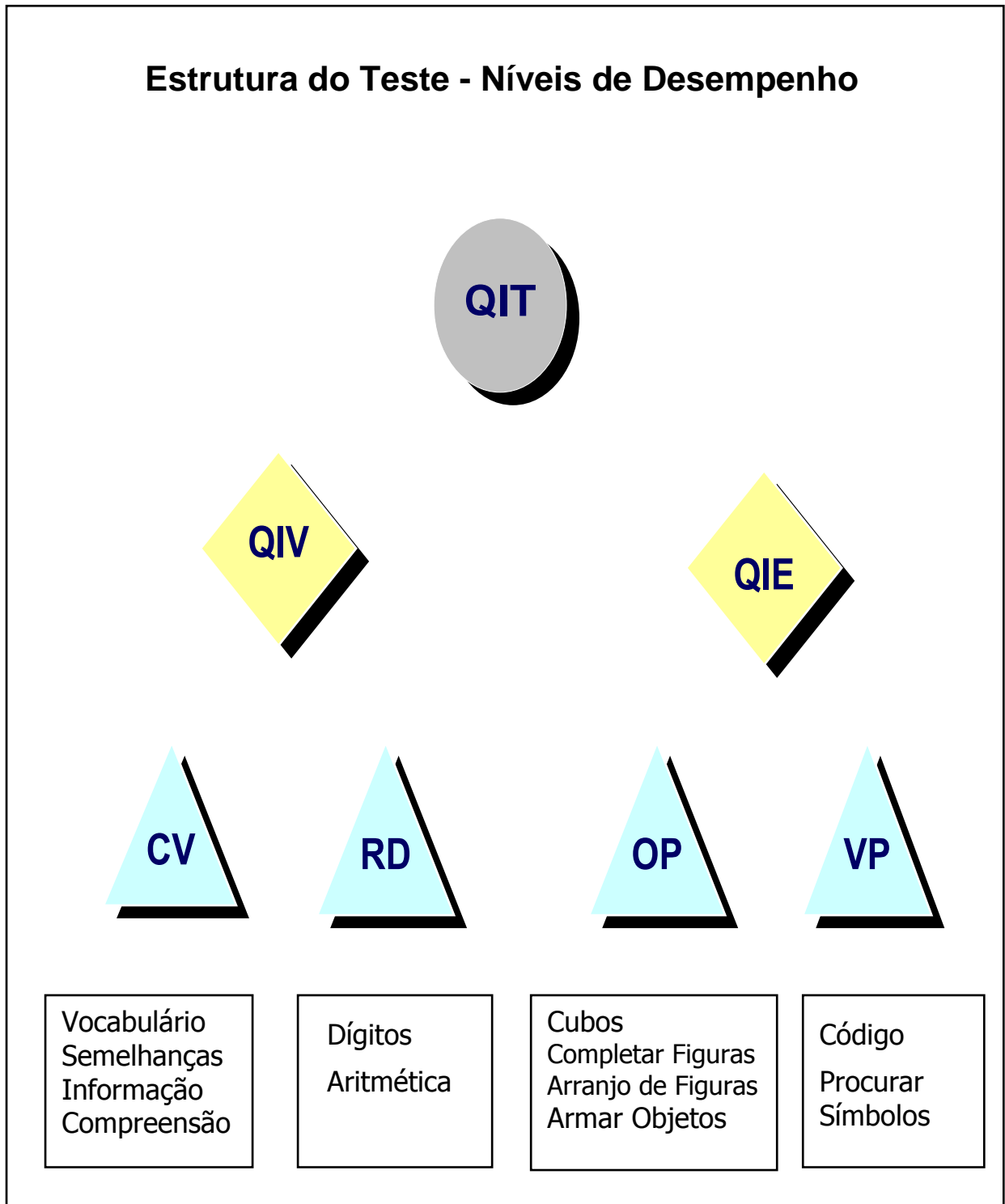
Subteste	O que avalia:
Vocabulário	Desenvolvimento da linguagem e o conhecimento de palavras.
Semelhanças	Formação de conceito verbal e pensamento lógico abstrato (categórico).
Aritmética	Capacidade de resolver as quatro operações matemáticas básicas e a habilidade de resolução de problemas complexos.
Dígitos	Recordação e repetição imediata.
Informação	Quantidade de informação geral que a pessoa assimila do seu ambiente.

³ Fonte: Nascimento, E. e Figueiredo, V. L. M. A terceira edição das Escalas Wechsler de Inteligência. Em Ricardo Primi (org.), *Temas em Avaliação Psicológica*. Campinas: IBAP, 2002. 61-79.

Compreensão	Manifestação de informação prática, avaliação e uso de experiências passadas e conhecimento dos padrões convencionais de comportamento.
Completar Figuras	Diferenciar o essencial dos detalhes não essenciais e requer o conhecimento do objeto, algum raciocínio e memória de longo prazo. Reconhecimento visual sem atividade motora essencial.
Código	Aprender tarefas não familiares, envolvendo velocidade e acurácia na coordenação olho/mão e memória visual de curto prazo.
Cubos	Organização perceptual e visual, conceptualização abstrata (análise do todo em suas partes componentes), formação de conceito não-verbal e visualização espacial.
Arranjo de Figuras	Reconhecer a essência da estória e antecipar e compreender a seqüência de eventos, particularmente, eventos sociais, estando então envolvidas a capacidade de antecipação das conseqüências, habilidade de planejamento e seqüência temporal e conceitos temporais.
Procurar Símbolos	Atenção e rapidez de processamento.
Armar Objetos	Coordenação visomotora e habilidade de organização perceptual, bem como a capacidade de percepção das partes e do todo.
Labirintos	Capacidade de planejamento e coordenação visomotora.

ANEXO B

Quadro 1. Estrutura Fatorial do WISC-III



ANEXO C

Tabela 4. Seleção de estudos sobre Análise Fatorial do WISC-III para o grupo especial de crianças com distúrbio de aprendizagem (DA)

Autor(es)-ano-país	Amostragem - participantes	Critério DA – critério de exclusão	Técnicas de análise fatorial (AF)	Resultados-conclusões	Qualidades	Limitações
Logerquist-Hansen e Barona (1994) EUA	240 crianças de 8 a 13 anos, ambos sexos, de 4 distritos escolares do sudoeste EUA. Subamostras: 120 cr. hispânicas + 120 não hisp.branças	Diferença significativa entre QI e rendimento	AF Alfa e AF Canônica	Evidencia estrutura trifatorial nas 2 análises e nas 2 amostras. CV = Informação, Aritm., Semel., Compr., Vocab., Dígit. OP =Completar Figuras, Armar Objetos, Cubos. VP =Códigos, Símbolos. As 2 análises não apóiam o fator RD.	Valida o WISC-III nesta população. Primeiro estudo que mostra a existência do fator VP em crianças hispânicas.	Não informa: modo de seleção, origem exata das crianças, nem proporção meninos-meninas.
Kush (1996) EUA	327 alunos educ.espc.; após diagn., foram selecionados de arqvs. De 1ª a 11ª série, 70% meninos, de 3 distritos urbanos e suburbanos sudoeste EUA. Const. étnica: 48% anglo, 24% indíg., 16% mex-americano, 11% negro. Classe média e média-baixa.	Discrepância severa entre QI e rendimento escolar (teste). Exclusão: elegibilidade para outra categoria de educ.especial ou dg. médico ou psiquiátrico	AF de probabilidade máxima e 2 métodos de rotação (ortogonal e oblíqua). Análise paralela.	Confirma dois fatores maiores (CV e OP) e um menor (VP). CV = Informação, Aritm., Semel., Compr., Vocab. OP =Completar Figuras, Armar Objetos, Cubos, Arranjo Figs. VP =Códigos, Símbolos. Não confirma RD. Dígitos teve carga positiva baixa com os 3 fatores. Aritm.teve carga no 1º fator. Confirma carga de fator g, como na amostra normativa.	Explica critério p. diagnosticar DA. Clara e completa análise de resultados.	N amostral não fundamentado. Não detalha modo de escolha dos sujeitos.

Watkins e Kush (2002) EUA	1201 alunos de educ. especial (de 2274 DA avaliados em escrita, leitura e mat., 40 distritos do Arizona). Idades 6-16, homens 70%. Etnia: 60% branco, 21% hispân., 6% negro, 12% indíg. Não houve dados de status socioecon. Boa dispersão urb-rural.	Diferença significativa entre QI e rendimento	AF confirmatória	De 12 modelos fatoriais avaliados, 4 foram plausíveis, incluída a estrutura quadrifatorial. CV, OP e VP são robustos (boa validade de construto). RD é fraco. Aconselha não basear-se somente em AF e incluir informaç.de critérios externos. Nestes, VP e RD têm mostrado baixo poder preditivo e baixa fidedignidade.	Explicita origem da amostra e avaliações feitas. Apesar de ser de conveniência, amostra tem boa dispersão. Boa análise e crítica teórica.	Distribuição de características na amostra pode não ser representativa da população DA.
---------------------------	---	---	------------------	---	---	---

ANEXO D

Termo de Consentimento

Estimado(a) senhor(a):

Por este Termo de Consentimento, pedimos a você sua autorização para que seu filho(a) participe de nosso estudo “Validação do Teste de Inteligência de Wechsler em crianças com dificuldades de aprendizagem”.

O Teste de Inteligência de Wechsler já se mostrou como uma medida válida, confiável e segura para detectar dificuldades de aprendizagem, inclusive com crianças brasileiras. Os estudos já definiram com segurança, para as crianças em geral, que as habilidades centrais medidas pelo teste são: Compreensão, Percepção, Velocidade e Concentração. O que falta confirmar é se essas quatro habilidades são adequadas para interpretar corretamente os resultados de crianças com problemas de aprendizagem (poderiam ser só três, ou poderia haver outras).

Solicitamos seu consentimento para que seu filho(a) responda o teste completo, de duração aproximada de uma hora, em uma ou duas sessões a ser agendadas dentro da escola.

Após o teste, você poderá conhecer, gratuitamente, os resultados gerais de seu filho(a), em entrevista com o coordenador desta pesquisa. Em caso de ser detectada alguma dificuldade de aprendizagem, seu filho(a) será encaminhado(a) para receber, dentro dos procedimentos normais da escola, o atendimento que for necessário. Ninguém mais conhecerá os resultados pessoais das crianças.

Se você aceitar que seu filho (a) participe neste estudo, ele(a) não correrá nenhum desconforto e estará colaborando para que a detecção de dificuldades de aprendizagem em crianças seja feita no Brasil com maior precisão e segurança.

Em caso de não aceitar participar no estudo, seu filho(a) seguirá todas as atividades da escola normalmente, sem nenhuma consequência ou diferenciação.

Estaremos prontos a responder, no endereço e telefone abaixo informados, a qualquer dúvida sobre esta pesquisa e sua participação na mesma.

Termo de Consentimento Livre e Informado

Eu, _____, abaixo assinado, pelo presente termo de consentimento, concordo em que meu filho(a) _____, participe da pesquisa “Validação do Teste de Inteligência de Wechsler em crianças com dificuldades de aprendizagem”, respondendo às questões do teste mencionado, aplicado por uma psicóloga.

Declaro que entendi os objetivos, riscos e benefícios da participação de meu filho(a) neste estudo e que, em caso de não dar meu consentimento, meu filho(a) não sofrerá a interrupção de nenhum serviço nesta escola.

Pelotas, _____ de _____ de 2004

Adulto responsável pela criança

Dr^a Vera Lúcia Marques de Figueiredo

Responsável pela pesquisa

Endereço: Rua Almirante Barroso 1202
CEP 96010-280 Pelotas RS

Telefones: (53) 2128.8404