

TESTES EMPÍRICOS A FORMULAÇÕES DESENVOLVIMENTISTAS: UM ESTUDO CENTRADO NA MODELAÇÃO DA ESTRUTURA DE COVARIÂNCIA

José António Ribeiro MAIA*
Gaston BEUNEN**
Johan LEFEVRE**
Albretch CLAESSENS**

RESUMO

Esse estudo pretende ilustrar diferentes possibilidades de análise de dados longitudinais associados à noção de desenvolvimento. Partindo da metodologia de análise de estruturas de covariância, são apresentados três modelos de alcance interpretativo distinto para testar a noção de desenvolvimento no contexto de um componente da aptidão física - a flexibilidade. Os modelos são o quasi-simplex autoregressivo, o de Wiener e o das curvas de crescimento latente. Lançado o problema, apresenta-se a estrutura de cada modelo e o seu alcance. Os dados são analisados e interpretados no contexto de diferentes hipóteses desenvolvimentistas. Finalmente, é realçada a necessidade de modelação quantitativa do processo de desenvolvimento de cunho longitudinal no domínio motor. Esta pesquisa deve contemplar a idéia mestra da presença de testes alternativos a hipóteses competitivas para a mesma estrutura dos dados. O ganho substantivo será enorme.

UNITERMOS: Longitudinal; Desenvolvimento; Modelos quantitativos; Domínio motor.

INTRODUÇÃO

São mais que conhecidos os argumentos que favorecem o delineamento de natureza longitudinal em pesquisas de cunho desenvolvimentista (ver o excelente tratamento dessa matéria em Baltes & Nesselroade, 1979). Estamos convictos que a própria descrição e interpretação da noção de desenvolvimento obriga ao recurso a dados de natureza longitudinal. A utilidade em obter observações estruturadas no tempo, assenta na forte convicção de que é possível explicar relações causais entre variáveis que não podem ser manipuladas experimentalmente e que emergem da noção central de análise de desenvolvimento em contexto, e que poderia também ser designada, se a dimensão da amostra

fosse muito grande, de história natural do desenvolvimento.

Qualquer pesquisa desenvolvimentista que se situe num qualquer domínio científico, deve perseguir, na sua essência, cinco propósitos nucleares (Baltes & Nesselroade, 1979; Burr & Nesselroade, 1990):

- a) a identificação direta da mudança ocorrida em cada indivíduo (propósito intraindividual);
- b) a identificação direta das diferenças ou semelhanças entre indivíduos na mudança intraindividual (propósito interindividual);
- c) a análise das inter-relações ocorridas na mudança (propósito correlacional);

* Faculdade de Ciências do Desporto e de Educação Física da Universidade do Porto - Portugal.
** Faculdade de Educação Física e Fisioterapia da Universidade Católica de Lovaina - Bélgica.

- d) a análise dos determinantes na mudança intraindividual (propósito causal);
- e) a análise das causas das diferenças interindividuais na mudança intraindividual (propósito causal).

Contudo, a interrogação ao processo desenvolvimentista para descortinar a sua essência, significado e implicações, exige um esclarecimento prévio e necessário acerca das noções de mudança e estabilidade (Hertzog & Nesselroade, 1987) no nível das variáveis¹ que balizam a sua marcha.

A validade facial dos estudos desenvolvimentistas repousa no reconhecimento de que a mudança é um fenômeno de natureza intraindividual, uma propriedade intrínseca de cada unidade individual de observação. Se a noção de mudança é clara, a idéia de estabilidade, por seu lado, exige uma análise mais detalhada. De uma forma lata, estabilidade refere-se à ausência de mudança. Contudo, uma pormenorização dessa noção obriga a distinguir estabilidade nas médias de estabilidade de covariância e de estabilidade intraindividual (Hertzog & Nesselroade, 1987; Maia, Beunen, Lefevre & Claessens, 1998a; Marsh & Grayson, 1994):

a) a estabilidade nas médias refere-se à ausência de alteração significativa na magnitude das médias obtidas em diferentes pontos do tempo, isto é, o nível das médias é zero, e a função de desenvolvimento pode ser representada, por exemplo, por uma reta paralela ao eixo do x;

b) a estabilidade de covariância² procura mostrar a ausência de alteração na distribuição das diferenças individuais no tempo. De um ponto de vista gráfico, essa noção pode ser descrita (1) por um paralelismo das trajetórias dos sujeitos (estabilidade paralela), ou (2) pela metáfora do leque (estabilidade monotônica);

c) a estabilidade intraindividual refere-se à qualidade e magnitude da mudança ocorrida exclusivamente numa dada unidade de análise em estudo (isto é, num único sujeito).

As duas primeiras expressões de estabilidade são assuntos de orientação nomotética, referentes à idéia de desenvolvimento normativo, enquanto que a terceira é do domínio idiográfico estrito e exclusivo dos desenvolvimentistas diferencialistas, obrigando, nessa circunstância, a estudos de caso. Apesar dessa formulação consensual, não tem sido muito fácil estudar de forma inequívoca esses conceitos, porque as questões de natureza analítico-metodológica

presentes ainda não se encontram solucionadas de forma definitiva (Collins & Horn, 1992).

Um dos problemas essenciais em pesquisa desenvolvimentista reside, exatamente, na presença, ou ausência, de modelos analítico-metodológicos que sigam de perto a essência de hipóteses substantivas aprioristicamente formuladas, e sobretudo, que testem empiricamente idéias claras acerca do processo de desenvolvimento. Ora, é sobre essa matéria que este estudo se debruça a partir de um exemplo de uma matéria do domínio científico do Desenvolvimento Motor.

Tal como referimos anteriormente, a análise quantitativa (e o mesmo se extende à análise qualitativa) de dados longitudinais procura responder à necessidade de descrição das diferenças nas trajetórias desenvolvimentistas de cada sujeito. A solução para esse problema tem percorrido diferentes avenidas, desde as propostas dos biometristas, passando pelos metodólogos quantitativos das Ciências da Educação até os psicometristas (uma digressão sobre essa matéria pode ser encontrada em Muthén & Curran, 1997).

A tradição psicométrica oferece um conjunto de metodologias altamente flexíveis, elegantes nas suas formulações estatísticas, e de forte aplicação nos mais variados domínios de preocupações. Ora, é exatamente essa tradição que será objeto desta dissertação, consubstanciada que é nas propostas de análise de curvas latentes e de modelação de estruturas de covariância com variáveis latentes.

O percurso que propomos é o seguinte: em primeiro lugar, apresentaremos a noção de estrutura, central na modelação de estruturas de covariância; em seguida, passaremos à apresentação de um conjunto de dados longitudinais no domínio da aptidão motora que serão objeto de análise e mote para a abordagem aos modelos que proporemos; a partir destes dados concretos passaremos a apresentar três modelos competitivos na sua formulação e alcance interpretativo; finalmente, analisaremos os dados com base nestes modelos e interpretaremos o seu significado e alcance.

A NOÇÃO DE ESTRUTURA

Uma noção central no domínio do paradigma da modelação da estrutura de covariância³ (MEC), e que assume um papel importante na análise de dados longitudinais, é o

de estrutura (Baltes & Nesselroade, 1979; McArdle & Aber, 1991; McArdle & Nesselroade, 1994), concretamente a identificação do seu quadro dinâmico, que espelha as alterações qualitativas do processo desenvolvimentista reproduzido num conjunto suficientemente esclarecedor e parcimonioso de indicadores quantitativos.

Na MEC, a noção de estrutura é apresentada sob a forma de especificação semântica do problema desenvolvimentista. Traduz-se normalmente pela referência clara e precisa do quadro de relações entre variáveis que se traduzem por efeitos diretos, indiretos, espúreos e mediatizados. A formalização de tal estrutura decorre da teoria ou de aspectos da teoria a ser(em) testada(os) empiricamente, ou mais simplesmente, do teste de hipóteses aprioristicamente formuladas que, de acordo com o seu nível de desenvolvimento, se consubstancia num quadro de propostas acerca do sinal e magnitude das estimativas dos parâmetros caracterizadores dos padrões de relações entre as variáveis.

Essa noção será mais facilmente apreendida, nos seus aspectos nucleares, quando for apresentada a especificação pictográfica da estrutura a partir de um exemplo, e sobretudo, quando formularmos as diferentes propostas de modelos para análise dos dados longitudinais refletores de uma idéia desenvolvimentista.

Um dos temas fulcrais no domínio da investigação em Desenvolvimento Motor é, sem qualquer sombra de dúvida, o que se refere às alterações ocorridas em diferentes pontos do tempo nas manifestações multidimensionais da aptidão motora dos sujeitos. Trata-se de marcar o percurso desse processo, que pode ser linear ou não-linear. A pesquisa nesse âmbito, ainda que reduzida, tem-se centrado essencialmente no inquirir desenvolvimentista de cada um dos componentes da aptidão marcados que são por um dado indicador imperfeito sob a forma de um teste motor. Nenhuma ou raras vezes se tentou penetrar na noção de desenvolvimento de toda a estrutura da aptidão.

Ao contrário dos resultados de inúmeros trabalhos de pesquisa de natureza transversal, fortemente limitados que são na sua tentativa desenvolvimentista, exige-se, para marcar esse processo: a) dados longitudinais; b) uma estrutura metodológica sólida no que se refere à análise dos dados; e c) um corpo plausível de hipóteses que orientem a análise, justifiquem-na, e sobretudo, que seja coerente com algum(ns) postulado(s) do domínio desenvolvimentista no

que se refere às alterações da expressão multifacetada da aptidão motora no tempo. Estamos diante dos dois pilares centrais de todo o edifício desenvolvimentista - o metodológico e o de natureza substantiva.

Porque não conhecemos (e temos sérias dúvidas que exista) uma teoria qualquer para a aptidão motora no contexto do Desenvolvimento Motor (Maia, 1996a, 1997c), este trabalho persegue um propósito fundamentalmente metodológico. Ao propôr três modelos da MEC, pretende tornar disponível aos pesquisadores desenvolvimentistas de Língua Portuguesa instrumentos altamente flexíveis para testar empiricamente as suas hipóteses.

As propostas que serão apresentadas para testar formulações desenvolvimentistas diferenciadas são baseadas nas sugestões de Hertzog & Nesselroade (1987), Joreskog (1970), McArdle & Aber (1991) e McArdle & Epstein (1987). Por questões de simplicidade e seqüencialidade na enunciação de diferentes aspectos da noção de desenvolvimento, só serão referidos o 1) modelo quasi-simplex autoregressivo do tipo Markoviano; 2) o modelo de componentes da diferença ou modelo de Wiener de "random walk"; e 3) o modelo de curvas de crescimento latente⁴

OS DADOS

Os dados que servirão de ilustração para os três modelos de análise longitudinal e que refletem formulações diferenciadas do processo desenvolvimentista, provêm do Estudo Longitudinal de Lovaina sobre o Estilo de Vida, Aptidão e Saúde⁵. Uma das amostras dessa vasta pesquisa de implicações epidemiológicas e desenvolvimentistas profundas refere-se a 100 sujeitos que foram seguidos dos 12,7 aos 40 anos de idade. Dos 12,7 aos 17,7 anos foram seguidos anualmente. De seguida, foram avaliados aos 30, 35 e 40 anos de idade. Nas ilustrações que nos interessam, só consideraremos o intervalo dos 12,7 aos 17,7 anos. Dentre um grande número de variáveis estudadas, foi avaliada a expressão da aptidão física. Também aqui, e para ilustrar a estrutura e funcionamento dos vários modelos, só se considera um único teste⁶ - o de "sit-and-reach", que pretende ser marcador da variável latente ou fator da flexibilidade.

A TABELA 1 apresenta as estatísticas descritivas mais relevantes dos dados.

TABELA 1 - Estatísticas descritivas para o teste de “sit-and-reach” (sar) nos seis pontos do tempo: média, desvio-padrão, coeficientes de assimetria e achatamento e matriz de covariância.

	sar1 12,7	sar2 13,7	sar3 14,6	sar4 15,6	sar5 16,7	sar6 17,7
Média	19,32	21,43	23,24	24,33	25,98	26,38
Desvio Padrão	5,81	6,53	6,64	7,21	7,37	7,44
Assimetria	- 0,11	- 0,11	0,08	- 0,07	- 0,29	- 0,26
Achatamento	0,00	- 0,18	0,18	- 0,28	0,11	0,35
sar1	33,755					
sar2	31,002	42,591				
sar3	27,559	37,855	44,043			
sar4	30,297	38,948	43,213	52,021		
sar5	32,047	37,605	39,964	45,845	54,282	
sar6	33,514	36,885	38,261	45,176	50,987	55,389

Desses resultados há que referenciar alguns pontos: a) o aumento seqüencial do valor das médias; b) os reduzidos valores das estatísticas univariadas para a assimetria e achatamento sugerindo a presença, em cada ponto da avaliação, de distribuições normais. Essa constatação é reforçada pelo valor da estimativa normalizada e multivariada do coeficiente de Mardia = 1,96.

OS MODELOS

O modelo de estrutura de covariância⁷

O modelo de estrutura de covariância é uma espécie de alquimia estatística moderna, dado considerar, numa formulação única altamente flexível e suficientemente genérica, as propostas de biometristas, econometristas e psicometristas (ver por exemplo Maia, 1997a). Na sua essência, trata de conceber e realizar, numa abordagem única, a análise fatorial e a regressão múltipla multivariada, com inclusão de variáveis latentes e variáveis observadas, com diferentes escalas de medida e sob diferentes tipos de distribuições. As unidades de análise não necessitam de ser medidas de forma contínua. Fortes desenvolvimentos metodológicos estão disponíveis para variáveis ordinais e dicotômicas. A MEC está fortemente teorizada (ver por exemplo Bollen, 1989; Joreskog, 1969; Joreskog & Sorbom, 1989, 1993), não cessa de ser alargada a outros horizontes analíticos (ver por exemplo Marcoulides & Schumacker, 1996) e aplicada em diversos domínios que vão de estudos meramente descritivos a experimentais,

percorrendo áreas tão distintas como são as Ciências da Educação e a Epidemiologia, estudos econométricos ou de genética quantitativa. É evidente que há formulações metodológicas alternativas à MEC de aplicação à “coisa desenvolvimentista”. Os interessados podem deliciar-se com as propostas fornecidas em “Longitudinal research in the study of behavior and development” (Nesselroade & Baltes, 1979), “Statistical methods in longitudinal research: principles and structuring change” (von Eye, 1990), “Best methods for the analysis of change” (Collins & Horn, 1992) e “The analysis of change” (Gottman, 1995).

A MEC é composto por dois sub-modelos - o de medida e o estrutural que adiante apresentaremos em detalhe em cada uma das três propostas. De momento, concentremo-nos no sub-modelo de medida, numa das suas formalizações mais simples e que nos interessa para ilustrar a noção de avaliação da flexibilidade a partir do teste de “sit-and-reach”

As preocupações dos peritos na avaliação da aptidão física refletem-se, do ponto de vista operacional, na apresentação de uma bateria de testes que reproduza as noções de economia e parcimônia⁸. Daqui que cada um dos componentes da aptidão física seja marcado por um único indicador. No caso presente, o componente ou fator da flexibilidade será imperfeitamente representado e marcado pelo indicador “sit-and-reach”. O modelo de medida, de acordo com a Teoria Clássica dos Testes, é pictograficamente representado do seguinte modo (ver FIGURA 1).

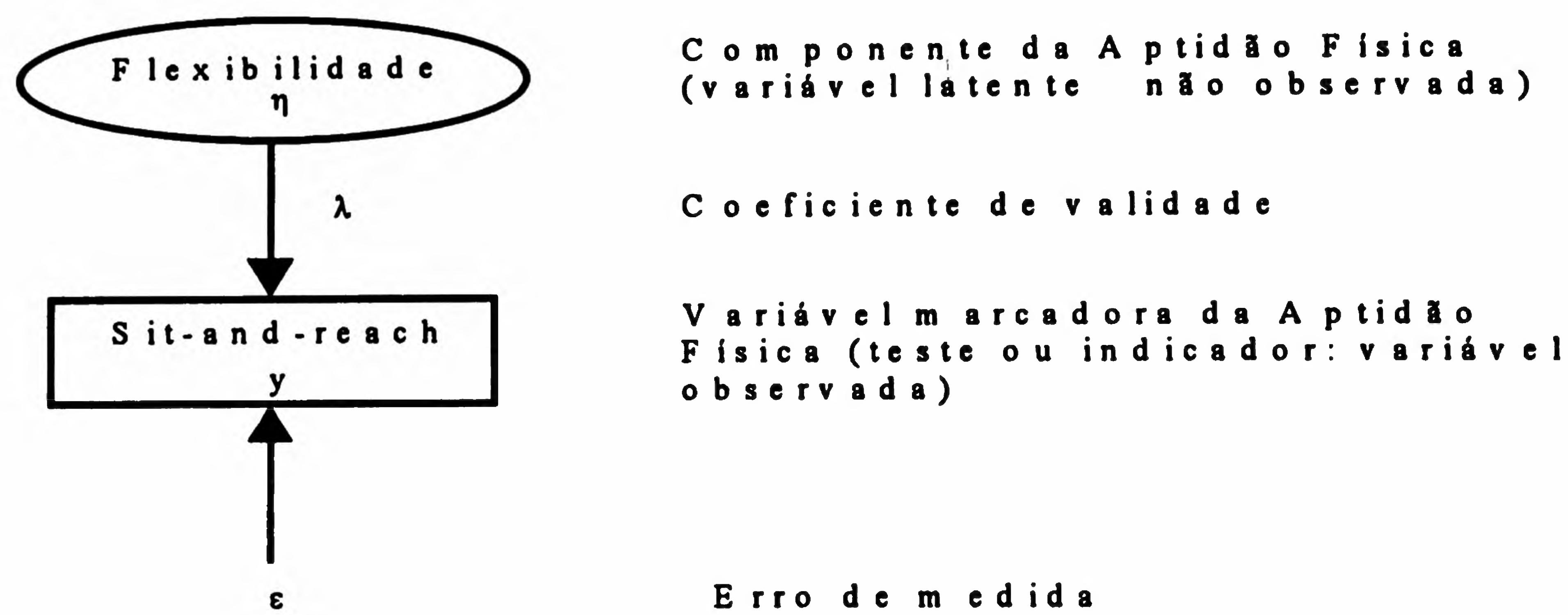


FIGURA 1 - Modelo de medida para a flexibilidade: especificação pictográfica.

No contexto da MEC, as variáveis latentes (η) são representadas em círculos ou elipses, e as variáveis observadas (y) em quadrados ou retângulos. O λ refere-se, neste caso, ao valor de validade convergente (em termos de Análise Factorial é o “loading” estrutural) do indicador “sit-and-reach” para representar a noção de flexibilidade. O ϵ representa o erro de medida, a extensão de variância erro que reflete o maior ou menor grau de fiabilidade dos resultados obtidos no teste de “sit-and-reach”

O algoritmo que soluciona numericamente a MEC está disponível em “software” com diferentes parametrizações - o EQS (Bentler, 1995) e o LISREL (Joreskog & Sorbom, 1989). Para além desses dois programas, há outros disponíveis no mercado e implementados em “software” estatístico bem conhecido - o COSAN (no SAS), o AMOS (no SPSS) e o SEPATH (no STATISTICA).

As estatísticas disponíveis nos resultados da aplicação desses programas para modelar estruturas de covariância são suficientemente esclarecedoras para os problemas desenvolvimentistas que nos interessam, e de que destacamos: a) medidas de ajustamento global para a totalidade do modelo, considerando um equilíbrio entre complexidade e parcimônia; b) estimativas pontuais e intervalares para os parâmetros fundamentais de cada modelo; c) medidas de variância explicada; d) estimativas de variância verdadeira não contaminada por erro de medida; e)

ajuda na localização de fontes de má especificação de cada um dos modelos.

Os modelos que vamos descrever serão apresentados de forma semântica, a que se seguirá a sua representação ou especificação pictográfica. Os resultados numéricos serão interpretados no contexto de cada formulação. Para não carregar o texto, não será referida a estrutura estatística de cada modelo. Os leitores interessados nesse particular encontrarão nas referências matéria suficiente para seu deleite.

O modelo quasi-simplex auto-regressivo do tipo markoviano

Este modelo pretende descrever dois aspectos nucleares da continuidade desenvolvimentista da aptidão - sobretudo a noção de estabilidade de covariância e a da mudança. A mudança é expressa pela magnitude da variação na componente aleatória (ζ_{ij}) e a estabilidade pela componente determinística (β_{ji}).

Assume-se que a continuidade ocorre quase que exclusivamente pelo efeito dos valores das variáveis em pontos diferidos do tempo, produzindo aquilo a que se designa por modelo auto-regressivo de primeira ordem (FIGURA 2), dado que os valores em t_i são dependentes exclusivamente dos valores obtidos em t_{i-1} . Não há pois lugar para efeitos não-adjacentes no tempo⁹

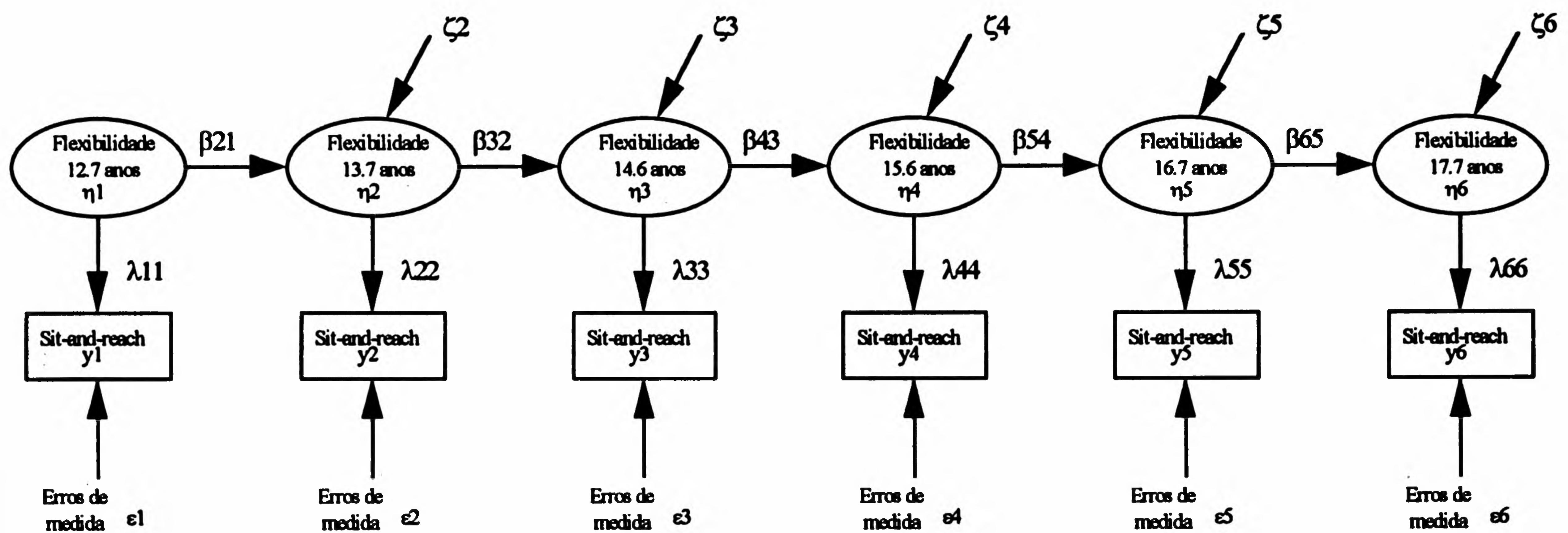


FIGURA 2 - Representação pictográfica do modelo auto-regressivo.

Nessa formulação, o valor da expressão da flexibilidade em cada ponto do tempo é transferida para o ponto seguinte, fazendo do valor em t_i formalmente dependente do valor em t_{i-1} . Isso significa que o valor da flexibilidade aos 12,7 anos influencia diretamente o preditor único do valor aos 13,7 anos, o dos 13,7 anos é preditor único do valor aos 14,6 anos e assim sucessivamente. Trata-se de um modelo auto-regressivo ordenado no tempo face à estrutura espacial mais ou menos fixa das ocasiões de avaliação. Esse modelo é também designado de Markov (nome do eminente estatístico russo que formulou a estacionariedade em sistemas dessa natureza), sendo possível separar a estabilidade (β_{ji} = coeficiente de regressão) da distribuição dos valores dos sujeitos, da instabilidade da sua posição relativa no tempo (ζ_i = instabilidade na variação, também designada por perturbação na estacionariedade do sistema). A magnitude do valor de ζ_i reflete, pois, os efeitos aleatórios de mudança ocorrida em t_i por outros fatores que não os implicados por t_{i-1} .

Por questões de identificação de modelos dessa natureza, a variância da variável latente (isto é, a flexibilidade) está expressa nas unidades de medida do teste de “sit-and-reach”

(para tal fixam-se os valores de λ_{ii} em 1). Tal como foi anteriormente referido, os valores de ε_i representam erros de medida, e os λ_{ii} são indicadores de validade convergente.

Esses tipos de modelos foram solucionados matematicamente por Joreskog (1970) no contexto da MEC, têm sido utilizados para estudar crescimento acadêmico (Werts, Linn & Joreskog, 1977), processos econometríticos (Baltagi, 1995) e sociológicos (Finkel, 1995), estruturas hierárquicas de aprendizagem (Hill, 1987), dados de natureza educacional, bem como em aplicações desenvolvimentistas (Hertzog & Nesselroade, 1987; McArdle & Aber, 1991). O seu uso em estudos de natureza epidemiológica da aptidão física deve-se a Maia, Lefevre, Claessens & Beunen (1997b) e Maia, Lefevre, Beunen, Claessens, Van Den Eynden, Vanreusel, Lysens & Renson, 1998b).

A TABELA 2 apresenta a matriz de auto-correlação do teste de “sit-and-reach” nos seis pontos do tempo.

TABELA 2 - Matriz de auto-correlação dos valores do teste de “sit-and-reach” nos seis pontos do tempo.

idades	12,7	13,7	14,6	15,6	16,7	17,7
12,7	1,000					
13,7	0,818	1,000				
14,6	0,715	0,874	1,000			
15,6	0,723	0,827	0,903	1,000		
16,7	0,749	0,782	0,817	0,863	1,000	
17,7	0,775	0,759	0,775	0,841	0,929	1,000

A leitura atenta dessa matriz revela dois aspectos importantes quanto aos valores de correlação: a) vão diminuindo à medida que nos afastamos da diagonal principal; b) aumentam ao longo de cada linha. Tal estrutura tem propriedades matemáticas muito importantes, sendo um caso particular do simplex de Guttman¹⁰, e que foram solucionadas por Joreskog (1970). Dado que os valores de correlação se referem aos resultados obtidos no teste de “sit-and-reach” e que possuem uma quantidade de erro de medida, essa matriz é designada de quasi-simplex, uma vez que não se verifica a seguinte igualdade,

$$r_{ij} = (r_{i,i+1}) (r_{i+1,i+2}) \dots (r_{j-1,j}), \text{ para } i < j \quad (1)$$

ou seja, num perfeito simplex, a correlação entre duas variáveis i e j seria igual ao produto das correlações entre todos os pares adjacentes.

Dado que no modelo quasi-simplex se analisa exclusivamente a estrutura da covariância dos valores obtidos, a hipótese desenvolvimentista que aqui vai ser colocada para a flexibilidade dos sujeitos é a seguinte:

Tal como medida pelo teste de “sit-and-reach” a flexibilidade evidencia uma forte estabilidade de covariância no tempo. A mudança ocorrida implica que os sujeitos mantenham as suas posições relativas dos 12,7 aos 17,7 anos de idade. Ou seja, face à estabilidade intraindividual das trajetórias de desenvolvimento da flexibilidade, é relativamente fácil predizer valores futuros de

flexibilidade dos sujeitos a partir do conhecimento de valores prévios.

Dada a enorme flexibilidade da MEC, foram testados três modelos alternativos cujos resultados se encontram na TABELA 3:

a) um primeiro modelo sem qualquer restrição nos parâmetros (β_{ij} , ζ_i e ε_i), à exceção de necessidade de identificação da solução para se conseguir convergência do algoritmo - fixar ε_1 e ε_6 em zero (ver Joreskog, 1970). Esse modelo é normalmente considerado de “baseline” dado que permite testar de forma hierárquica um outro conjunto de modelos que podem ser mais parcimoniosos. Esse é o modelo que representa a hipótese previamente formulada;

b) um segundo modelo apresenta restrições nos parâmetros β_{ij} e ε_i . A primeira refere-se à sugestão de uma estabilidade de covariância perfeita para a flexibilidade, também conhecida por estabilidade paralela; a segunda propõe o mesmo valor para a variância erro. Isso quer dizer que os valores de fiabilidade dos sujeitos nos diferentes pontos do tempo são os mesmos - uma hipótese altamente plausível (ver, por exemplo, o estudo de Beunen, Malina, Van't Hof, Simons, Ostyn, Renson & Van Gerven, 1988) sobre essas estimativas de flexibilidade a partir do cálculo do coeficiente de correlação de Pearson);

c) um terceiro modelo não coloca qualquer restrição nos parâmetros β_{ij} . Só restringe a estrutura dos parâmetros ε_i , tal como no modelo anterior. Essa hipótese será objeto de teste empírico e contrastada com as outras alternativas (os modelos anteriores).

TABELA 3 - Resultados dos três modelos auto-regressivos quasi-simplex (na instabilidade da variância, os valores estão na métrica do teste de “sit-and-reach”, e os outros valores estão estandardizados; os valores em parêntesis nas medidas de ajustamento global referem-se a graus de liberdade).

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Coeficiente de estabilidade (β_{ij})			
12,7-13,7	0,83	0,87	0,86
13,7-14,6	0,91	0,92	0,92
14,6-15,6	0,95	0,95	0,95
15,6-16,7	0,91	0,91	0,91
16,7-17,7	0,95	0,97	0,97
Variância explicada/equação estrutural (R^2)			
12,7-13,7	0,69	0,75	0,75
13,7-14,6	0,83	0,85	0,85
14,6-15,6	0,91	0,89	0,90
15,6-16,7	0,82	0,83	0,82
16,7-17,7	0,90	0,94	0,94
Instabilidade na variância (ζ_i)			
12,7	1,00(33,76)	1,00(31,42)	1,00(31,44)
13,7	0,31(13,00)	0,25(9,95)	0,25(10,08)
14,6	0,17(7,02)	0,15(6,45)	0,15(6,41)
15,6	0,09(4,51)	0,11(4,97)	0,10(4,84)
16,7	0,18(9,32)	0,17(9,33)	0,18(9,43)
17,7	0,10(5,51)	0,06(3,09)	0,06(3,14)
Medidas de ajustamento global			
χ^2	(6) 25,76	(13) 28,89	(9) 26,59
RMR _{st}	0,04	0,05	0,04
CFI	0,97	0,98	0,98
GFI	0,92	0,91	0,92

RMR_{st}: Standardized Root Mean Square Residual.

CFI: Comparative Fit Index.

GFI: Goodness of Fit Index.

Um modelo descritivo perfeito da estrutura de covariância amostral teria 0 graus de liberdade e $\chi^2 = 0$. Nesse caso, o modelo representaria a realidade do desenvolvimento, o que é, em si mesmo, uma impossibilidade, dado que por definição, um modelo é uma aproximação da representação da realidade. Contudo, mostra desde logo, que um bom modelo, entre outros aspectos da análise, será aquele que possuir um menor número de graus de liberdade e um valor mais reduzido de χ^2 - encontro entre parcimônia e complexidade de representação e explicação da matriz de covariância.

A plausibilidade do modelo 2 relativamente ao modelo 1 é testada a partir da diferença de χ^2 . Nesse caso, como a $\Delta\chi^2(7) = 3,13$, $p > 0,05$, não se retém o modelo 2 relativamente ao modelo 1. O mesmo quadro é visível do contraste do modelo 3 relativamente ao modelo 1 ($\Delta\chi^2(3) =$

0,83, $p > 0,05$). O modelo 1, o de “baseline”, parece pois ser o mais adequado para descrever a matriz de covariância dos dados, uma vez que os outros não conseguem ser significativamente melhores em termos de ajustamento.

Apesar do valor de $\chi^2(6) = 25,76$ ser significativo¹¹ ($p < 0,05$), provavelmente devido à dimensão da amostra, as outras medidas de ajustamento refletem a qualidade do modelo proposto. O RMR_{st} (essa medida quantifica as diferenças entre a matriz de covariância original e a ajustada pelo modelo) é baixo (0,04), o CFI (reflete o incremento de variância-covariância explicada pelo modelo relativamente a um modelo nulo que só explica variâncias) é elevado (0,97) e superior ao valor de corte proposto (0,90), bem como o GFI (extensão de variância-covariância explicada pelo modelo) que é igual a 0,92, e cujo valor de corte é também 0,90.

Os valores dos coeficientes de estabilidade (valores estandardizados) são elevados, expressão visível da manutenção da posição relativa de cada sujeito na sua trajetória desenvolvimentista da flexibilidade relativamente aos outros. Os valores de variância de cada equação estrutural são elevados, situando-se entre os 69% e os 91%. Daqui se infere que a instabilidade das trajetórias seja reduzida. O maior valor situa-se na idade dos 12,7 anos, tal como é de esperar, vai decrescendo até aos 15,6 anos, mantendo sensivelmente o mesmo valor entre os 16,7 e os 17,7 anos. Daqui que se conclua que a flexibilidade é relativamente estável ao longo do período de tempo considerado no estudo, sendo possível prever, com elevada precisão a partir da estrutura do modelo 1, os valores no momento t_{i+1} a partir dos valores obtidos em t_i .

Modelo de componentes da diferença ou modelo de Wiener de "random walk"

Uma inspeção atenta à matriz de covariância da TABELA 1 revela um dado interessante se atentarmos aos valores da diagonal principal: as variâncias em cada ponto do tempo vão aumentando. Se a magnitude da variância aumenta com o decorrer do tempo, as trajetórias

desenvolvimentistas dos sujeitos devem expressar o efeito de leque (do inglês "fanning out effect"), o que significa que as diferenças interindividuais se vão acentuando. É essa a hipótese que aqui se coloca:

a) à medida que a idade vai aumentando, os perfis desenvolvimentistas da flexibilidade dos sujeitos vão-se afastando entre si. Os mais flexíveis serão sempre mais flexíveis, e os menos flexíveis serão sempre menos flexíveis.

Essa nova categoria de modelos, designados de componentes da diferença ou de Wiener, e que vamos apresentar de seguida, concentra-se, sobretudo, na modelação do comportamento da variância.

O primeiro modelo (FIGURA 3) a ser empiricamente testado, é designado de modelo de traço fixo. É normalmente um modelo de "baseline", de contraste relativamente aos que se seguirão, e que se pensa serem mais interessantes e elucidativos enquanto descriptores das trajetórias desenvolvimentistas da flexibilidade. Contudo, se esse modelo se ajustar perfeitamente aos dados, não há necessidade de se postular modelos mais complexos para explicar o comportamento da variância no tempo.

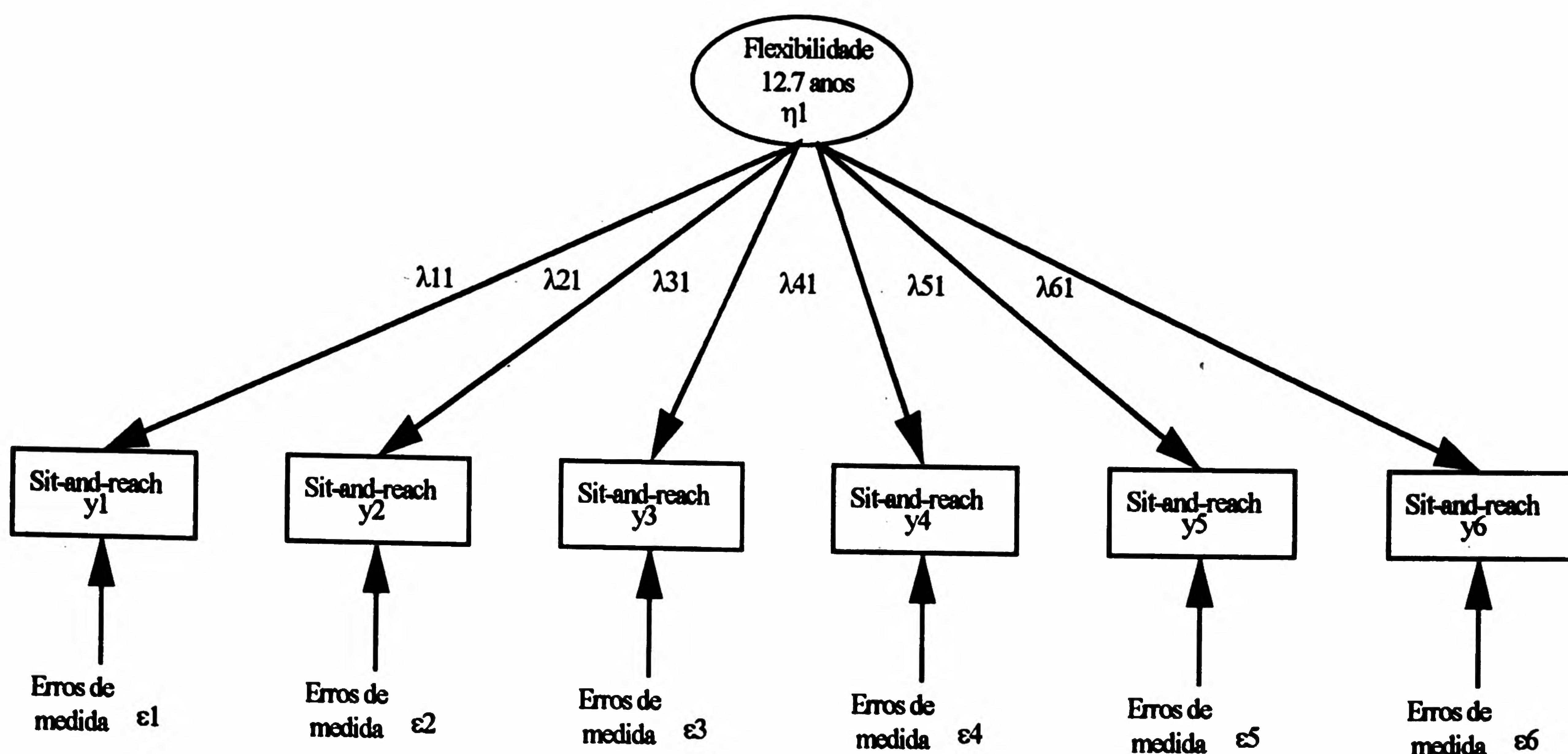


FIGURA 3 - Especificação pictográfica do modelo de traço fixo.

Nesse modelo, a flexibilidade, enquanto variável latente ou fator da aptidão motora é considerada um traço fixo, geneticamente determinado. A magnitude da variação que ocorre no tempo é devida exclusivamente a erros de medida. A não ser que a flexibilidade decline ou aumente nesse intervalo de idade, seria de esperar que os valores de correlação entre os diferentes valores de idade fossem sensivelmente os mesmos, um padrão que não ocorre.

Testam-se dois modelos plausíveis de traço fixo:

a) o primeiro em que os “loadings” fatoriais (λ_{ji}) são iguais, e o mesmo ocorre com os erros de medida. É pois o modelo de “baseline”;

b) o segundo é uma sugestão de Marsh & Grayson (1994) para descrever a estrutura dessa matriz, representando-a por um fator comum único que expressa a estabilidade da covariância e da variância.

Os resultados das medidas de ajustamento global dos dois modelos são fracos: Modelo 1 - $\chi^2(19) = 127,43$, $p < 0,00$, RMRst = 0,24, CFI = 0,86, GFI = 0,72; Modelo 2 - $\chi^2(9) = 104,22$, $p < 0,00$, RMRst = 0,04, CFI = 0,88, GFI = 0,78. Apesar de no Modelo 2 se verificar uma $\Delta\chi^2(10) = 23,21$, $p < 0,05$, essa não se afigura plausível para descrever a estrutura da matriz.

Nessa circunstância, consideraremos, de acordo com as sugestões de McArdle & Aber (1991), o modelo 1.

O modelo que iremos apresentar agora e que procura explicar o desenvolvimento da flexibilidade em termos de variância é o de Wiener, também designado de “random walk”. A grande popularidade do simplex de Markov tem votado este modelo ao quase esquecimento (McArdle & Aber, 1991). Contudo, qualquer análise desenvolvimentista de variáveis quantitativas deve também recorrer a esses tipos de modelos, dada a plausibilidade substantiva da sua formulação, e a vantagem de poder ser contrastado com outras hipóteses (Dunn, Everitt & Pickels, 1993).

A designação de “random walk” decorre da circunstância dos valores de flexibilidade no momento i (y_i) refletirem acréscimos ou diminuições das várias componentes aditivas da variância em cada ponto do tempo. Esse desenvolvimento algo aleatório (“random walk”) expressa alterações independentes, aditivas e persistentes, ou não. Cada componente da variância é o espelho fiel da reprodução da variação intersujeitos na sua trajetória desenvolvimentista em cada ponto do tempo. Tal modelo está representado na FIGURA 4.

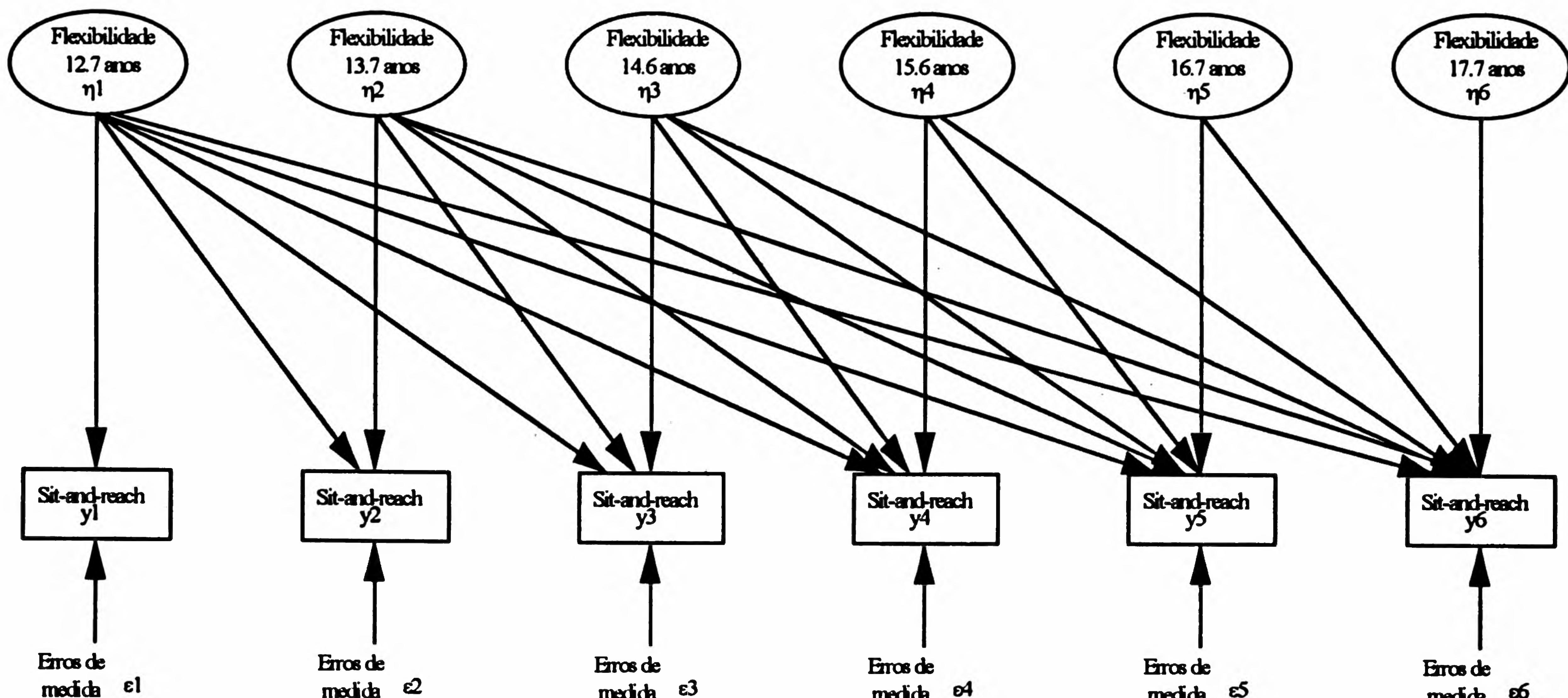


FIGURA 4 - Especificação pictográfica da primeira versão do modelo de “random walk” (perante a complexidade da figura não se mencionam os λ_{ji} que neste caso são todos iguais a 1).

Nesses tipos de formulações podem considerar-se três possibilidades de modelos:

a) um primeiro, em que somente se restringe os valores das variâncias erro, $\epsilon_1 = \epsilon_6$, por necessidade de identificação do próprio modelo (ver Joreskog, 1970);

b) um segundo modelo fixa os valores das variâncias erro do seguinte modo, $\epsilon_1 = \epsilon_2 = \epsilon_3 = \epsilon_4 = \epsilon_5 = \epsilon_6$, estabelecendo o mesmo valor de fiabilidade para os resultados obtidos nos testes nos seis momentos de avaliação;

c) um terceiro que sugere a possibilidade de ocorrer a mesma “quantidade de

desenvolvimento” da flexibilidade em cada ponto do tempo.

Uma outra possibilidade mais parcimoniosa para o modelo de Wiener é o designado de média móvel (McArdle & Aber, 1991) que se encontra representado na FIGURA 5. Esse modelo também é designado de modelo de “random shock”. Essa designação deriva da circunstância de em cada ponto do tempo, o desenvolvimento da flexibilidade receber um choque desenvolvimentista do ponto prévio.

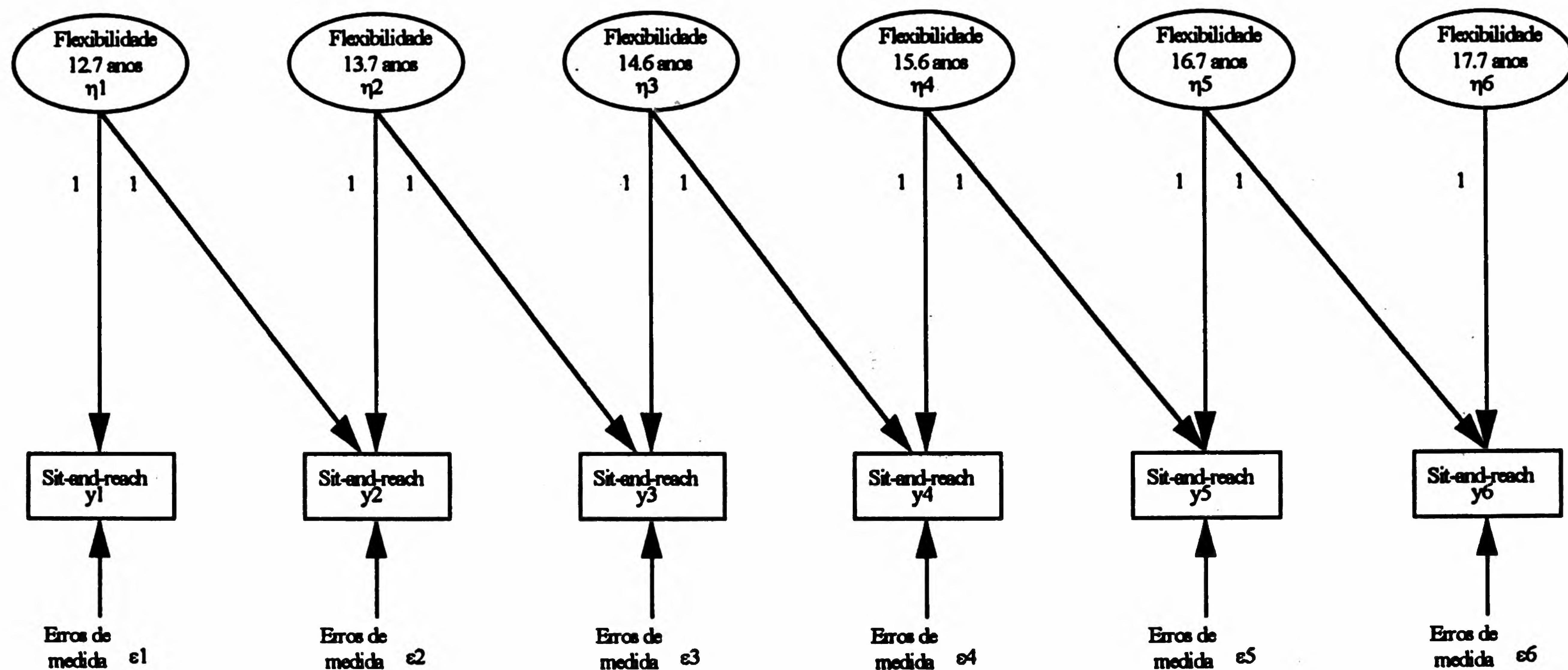


FIGURA 5 - Especificação pictográfica do modelo de Wiener de “random shock”

Nessa formulação apresentam-se duas possibilidades:

a) a primeira é a do próprio “random shock” no desenvolvimento;

b) a segunda propõe que cada “random shock” seja de igual quantidade em cada ponto do tempo.

Os resultados dos cinco modelos propostos estão na TABELA 4.

TABELA 4 - Valores das estatísticas de ajustamento global e da variância estimada, isto é, instabilidade desenvolvimentista, em cada um dos seis pontos da idade para os cinco modelos de Wiener.

	Modelo 1 $\epsilon_1 = \epsilon_6$	Modelo 2 $\epsilon_1 = \epsilon_2 = \dots = \epsilon_6$	Modelo 3 igual desenvolvimento em cada ponto do tempo	Modelo 4 “random shock”	Modelo 5 “random shock” igual em cada ponto do tempo
12,7	30,48	30,33	14,35	30,94	26,19
13,7	8,84	9,08	14,35	2,64	17,01
14,6	6,03	5,85	14,35	40,83	17,01
15,6	3,84	4,19	14,35	0,30	17,01
16,7	8,72	8,83	14,35	50,86	17,01
17,7	2,11	2,40	14,35	0,00	17,01
Estatísticas de ajustamento global					
χ^2	(11) 29,79	(14) 30,33	(19) 125,23	(14) 321,87	(18) 432,99
RMR _{st}	0,07	0,07	0,45	0,61	0,78
CFI	0,97	0,98	0,66	0,53	0,36
GFI	0,91	0,91	0,86	0,60	0,46

Esses resultados podem ser interpretados do seguinte modo:

a) Quer o modelo 1, quer o modelo 2, evidenciam ganhos de natureza substantiva e estatística relativamente às duas versões do modelo de traço fixo. Por exemplo, as diferenças de χ^2 entre o modelo 1 de Wiener e o modelo 1 de traço fixo são: $\Delta\chi^2(9) = 9,764$, $p < 0,05$. Um quadro semelhante de resultados ocorre para as diferenças relativamente ao modelo 2 de traço fixo e o modelo 2 de Wiener para os modelos 1 e 2 de traço fixo.

Estamos diante da insuficiência da noção da flexibilidade expressar um traço fortemente condicionado pela hereditariedade, e passível somente de alterações mínimas e insignificantes no tempo;

b) Não se verifica nenhuma diferença de destaque entre os modelos de Wiener 1 e 2, dado que $\Delta\chi^2(4) = 0,54$, $p > 0,05$. Nessa circunstância, o modelo 1, dado que possui um menor número de graus de liberdade, é o preferido por ser mais parcimonioso;

c) O modelo 3, ao propôr igual desenvolvimento da flexibilidade em cada ponto do tempo, ajusta-se muito mal à estrutura da covariância original (os valores das medidas de ajustamento global são “piores” que as dos modelos 1 e 2). Não se afigura plausível a hipótese de igualdade de desenvolvimento;

d) As duas versões do modelo de “random shock” também não se afiguram plausíveis, dados os valores das suas estatísticas de

ajustamento global, sobretudo o aumento drástico dos valores de χ^2 para além dos resultados do RMR_{st}, CFI e GFI se situarem longe dos valores de corte sugeridos pela literatura para estas estatísticas.

O modelo a reter nesta análise do comportamento da variância no tempo é o 1. A magnitude da variância nos seis pontos do tempo é de 30,48; 8,84; 6,03; 3,84; 8,72 e 2,11 mostrando uma forte redução da variação da flexibilidade intersujeitos no desenvolvimento até os 15,6 anos, para depois aumentar dos 15,6 para os 16,7, e finalmente reduzir para os 17,7. Isso significa que não é totalmente aceita a hipótese inicialmente formulada acerca do forte efeito de leque no desenvolvimento da flexibilidade.

O leitor atento decerto notará que nesse percurso metodológico da análise desenvolvimentista da flexibilidade só nos concentrarmos ou nas covariâncias (variação intraindividual) ou nas variâncias (variação interindividual). É evidente que qualquer estudo que atente a perscrutar o processo desenvolvimentista não pode ignorar a análise do comportamento das médias, sem o qual se afigura limitada a sua visão e alcance (McArdle, 1988; McArdle & Epstein, 1987).

Modelo de curvas de crescimento latente

Consideremos, uma vez mais, a informação apresentada nas TABELAS 1 e 2. Foi possível evidenciar uma estrutura quasi-simplex na

matriz de correlação, a presença de um aumento das variâncias no tempo, bem como é notório um aumento na magnitude das médias (ver FIGURA 6).

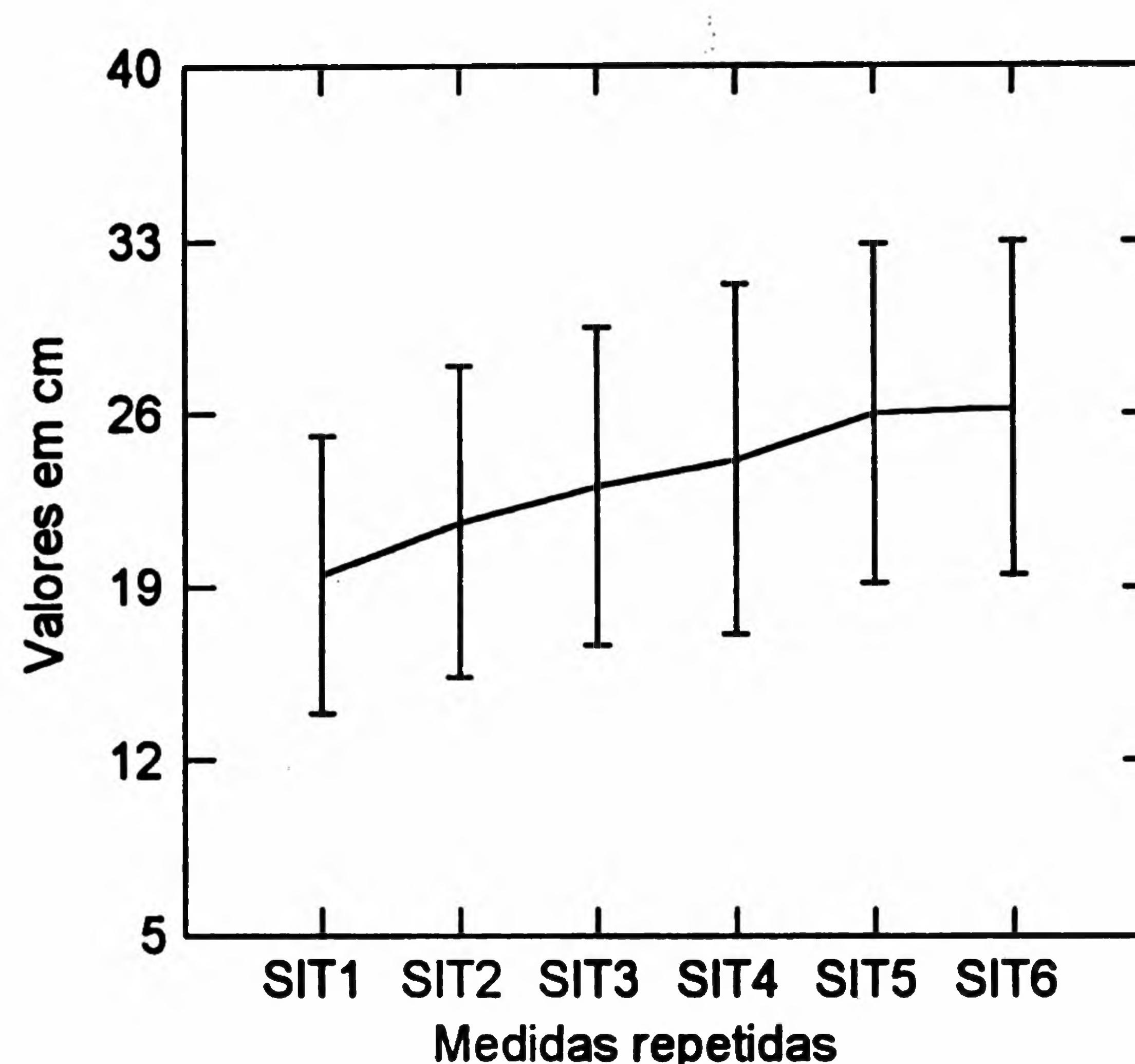


FIGURA 6 - Valores médios e desvios-padrão do teste de “sit-and-reach” nos seis pontos do tempo.

O modelo que apresentaremos em seguida, curvas de crescimento latente (do inglês “latent growth curve”) considera, no seu formalismo estatístico - variâncias, covariâncias e médias - toda a informação relevante do projeto desenvolvimentista. A proposta desse modelo é devida ao trabalho pioneiro de Rao (1958) e Tucker (1958), atualizado e expandido por Rogosa, Brandt & Zimowski (1982), McArdle & Epstein (1987), McArdle (1988) e Meredith & Tisak (1990). Tem sido muito utilizado em pesquisas de natureza desenvolvimentista (ver por exemplo: Duncan & Duncan, 1995; Duncan, Duncan, Alpert, Hops, Stoolmiller & Muthén, 1997; Duncan, Duncan & Hops, 1996; Muthén & Curran, 1997; Muthén & Khoo, 1999; Stoolmiller, 1995; Raykov,

1997). Um tratamento fortemente didático dessa metodologia pode ser encontrado em Stoolmiller (1995).

A noção central que emana do trabalho de Rao e Tucker é a seguinte: ainda que todos os sujeitos possuam uma trajetória desenvolvimentista semelhante (noção cara aos desenvolvimentistas normativos), também é da maior relevância a identificação e descrição da presença de diferenças individuais em tal processo (posição molar dos desenvolvimentistas diferencialistas).

Um exemplo esclarecedor dessa posição é relativamente fácil de ilustrar (FIGURA 7).

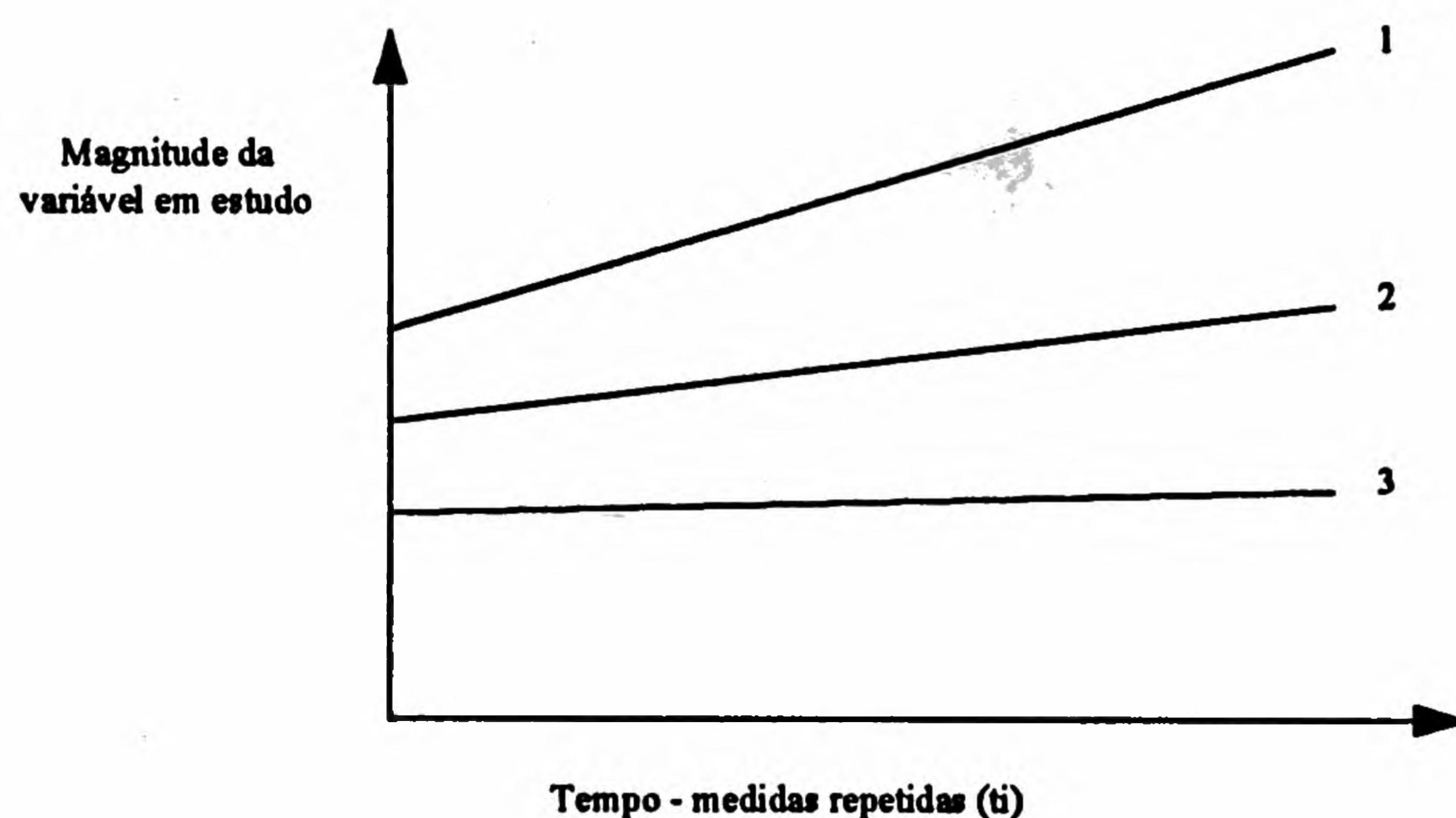


FIGURA 7 - Variação interindividual no processo de desenvolvimento.

Uma reta única com declive positivo pode descrever as três retas da FIGURA 6 (descrição global). Contudo, é também evidente que se a trajetória média dos três sujeitos (1, 2, 3) é linear e positiva, é também verdade que possuem valores únicos da intercepção na ordenada e declives de diferente magnitude, ainda que do mesmo sinal (variação interindividual).

Heuristicamente, o modelo de curvas de crescimento latente (CCL) pode ser balizado por dois estágios analítico-metodológicos (Muthén & Muthén, 1998; Stoolmiller, 1995):

a) O primeiro tenta descrever, de forma precisa, as diferenças individuais nas trajetórias desenvolvimentistas. A precisão da descrição pode ser aferida a partir de testes empíricos a diferentes trajetórias desenvolvimentistas (lineares ou não-lineares) para as quais se calculam medidas de ajustamento global. A qualidade das medidas sumário desses processos é avaliada pela interpretação das estimativas dos parâmetros e não nas medidas

originais. Nesse particular, o valor da intercepção na ordenada (B_0) e do declive (B_i) são suficientemente esclarecedoras;

b) o segundo procura identificar, de um modo mais lato, a qualidade da influência de preditores de todo o processo desenvolvimentista¹²

O modelo de CCL pretende, pela alquimia da sua estrutura matemática, estudar em simultâneo, a dinâmica das diferenças interindividuais com a dinâmica das trajetórias desenvolvimentistas intrainividuais (McArdle, 1988). Central no modelo de CCL é o seguinte conceito (McArdle & Epstein, 1987): os valores obtidos nos sujeitos nos diferentes pontos do tempo não são, em si mesmos, causas do próprio desenvolvimento; as medidas repetidas são, isso sim, indicadores de um processo desenvolvimentista subjacente - os fatores cronométricos do desenvolvimento. A FIGURA 8 mostra, pictograficamente, a estrutura desse modelo.

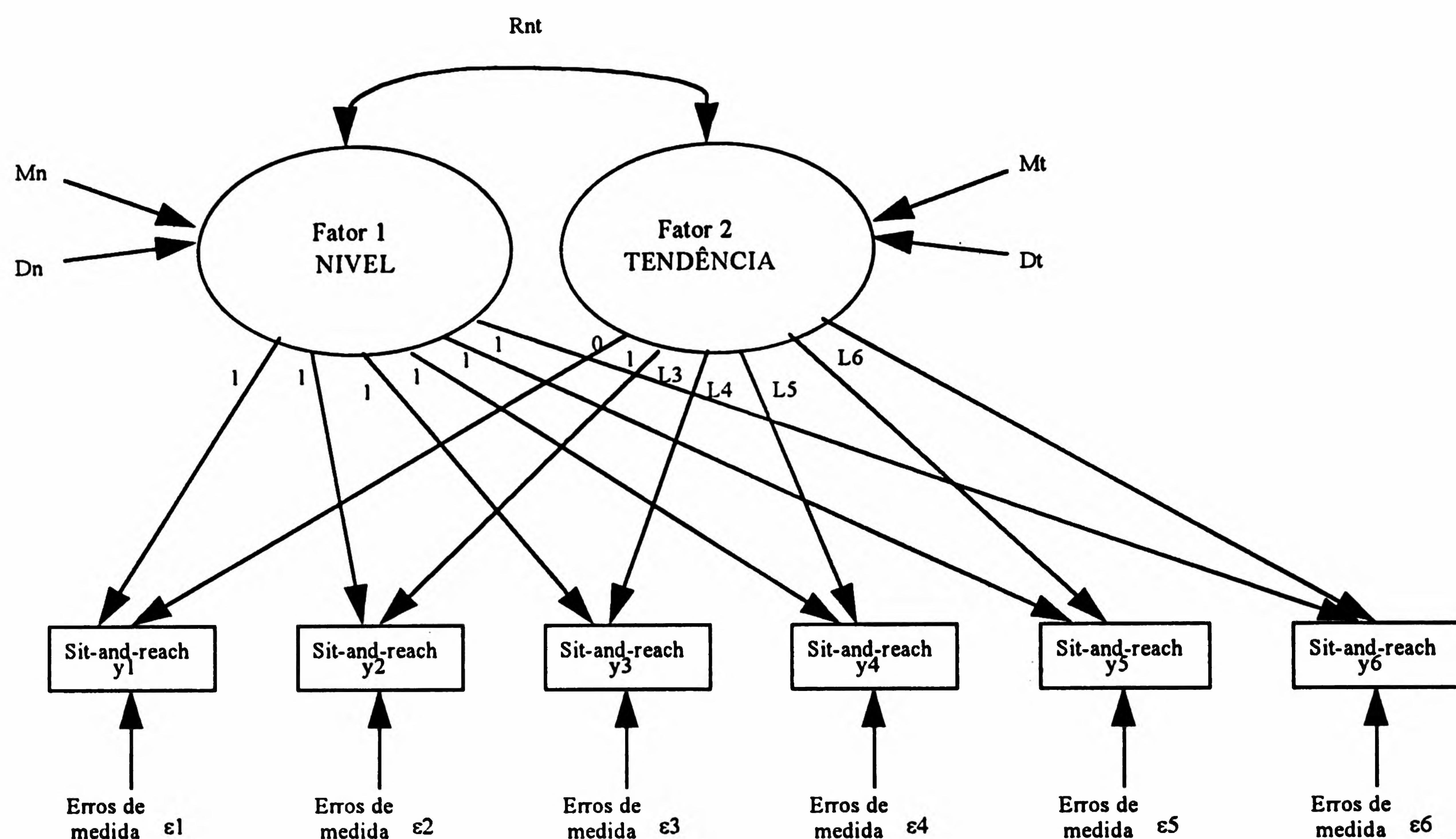


FIGURA 8 - Especificação pictográfica do modelo de curvas de crescimento latente.

As medidas repetidas nos seis pontos do tempo do teste de “sit-and-reach” são representadas por dois fatores comuns evidenciadores do próprio processo desenvolvimentista. O primeiro fator é designado de nível e representa o ponto em que a trajetória desenvolvimentista (ou curva de crescimento) intercepta o eixo vertical. É o fator que reflete o estatuto inicial do desenvolvimento. Dado que os sujeitos não partem todos do mesmo ponto, esse fator possui uma variância (D_n) - reveladora do impacto da diversidade genética e do envolvimento nos valores de partida - e uma média (M_n). O segundo fator, designado de tendência, expressa a própria trajetória do processo (isto é, a taxa de crescimento ou declive). Dada a forte possibilidade de trajetórias diferentes para os sujeitos (diferenças interindividuais), esse fator apresenta uma variância (D_t) e uma média (M_t) que expressa a forma genérica da função do desenvolvimento. Existe ainda a possibilidade de correlação entre o nível de partida e a taxa de desenvolvimento. Tal relação é evidenciada por R_{nt} .

O valor 1 no fator nível não só serve para fixar a métrica dessa variável latente, como também expressa uma quantidade constante de aptidão que é transferida para todo o processo desenvolvimentista. Os “loadings” do fator

tendência procuram mostrar o próprio comportamento do processo, atribuindo-lhe uma escala interpretável. Se o processo desenvolvimentista evidenciar uma tendência linear, os “loadings” seriam 0, 1, 2, 3, 4 e 5. Se não houvesse qualquer especificação para o tipo de função (nesse caso, não-linear), os “loadings” são os que estão referidos na FIGURA 8. Os L_3 , L_4 , L_5 e L_6 referem-se a parâmetros a estimar. Só o 0 e o 1 é que estão fixos para identificar o sistema. O zero é colocado em primeiro lugar por ser considerado o momento inicial do estudo e por necessidade do entendimento do desenvolvimento da flexibilidade a partir da idade que representa - 12,7 anos. Contudo, e por necessidades relativas a outras hipóteses que se esteja interessado em testar, é possível centrar os “loadings” de outra forma.

As hipóteses que passamos a estabelecer são as seguintes:

- a) ainda que a trajetória desenvolvimentista da flexibilidade seja a mesma, verifica-se uma variação significativa interindivíduos;
- b) o desenvolvimento dessa aptidão é linear no intervalo de idade considerado;
- c) existe uma forte relação entre o nível de partida e o desenvolvimento da flexibilidade.

Tal como anteriormente, e de acordo com as sugestões de McArdle (1988), McArdle & Epstein (1987) e Stoolmiller (1995) para modelos dessa natureza, começamos por identificar um modelo de partida ou “baseline” para servir de contraste a outras formulações. Também a partir das sugestões dos autores anteriormente citados, serão referidas quatro estatísticas de ajustamento global - o χ^2 , o RMR_{st} e o RMSEA (“Root Mean Square Error of Approximation” - medida da qualidade do ajustamento do modelo pela tradução da sua aproximação ao verdadeiro modelo populacional; os valores a considerar para esta estatística devem, em princípio, ser inferiores a 0,10 - ver Browne & Cudeck, 1993).

A proposta “baseline” é a de um modelo não especificado, isto é, um modelo não linear. Os resultados das estatísticas de ajustamento global são as seguintes: $\chi^2(17) = 88,916$, $p = 0,01$, CFI = 0,907, RMR_{st} = 0,040, RMSEA = 0,207. O valor do CFI é marginal e o do RMSEA é de tal modo elevado que esse modelo tem de ser rejeitado. Isto é, não se aceita a hipótese subjacente

a esse modelo que uma função exclusivamente não-linear (sem qualquer especificação quanto à sua forma) descreva o comportamento da flexibilidade dos 12,7 aos 17,7 anos de idade. De seguida, é tentado um modelo linear cujos resultados são ainda piores que o do modelo anterior: $\chi^2(17) = 168,633$, $p = 0,000$, CFI = 0,804, RMR_{st} = 0,011, RMSEA = 0,300. Não se confirma a hipótese de um desenvolvimento linear para essa aptidão motora no intervalo etário considerado.

Se atentarmos com algum cuidado na inspeção da FIGURA 6, é possível avançar com a possibilidade desse percurso desenvolvimentista possuir dois componentes - um linear e outro quadrático. A um crescimento acentuado até os 15,7 anos parece juntar-se um “travão” dos 15,7 para os 16,7 anos. E foi esse último modelo que testamos, considerando as sugestões de Muthén & Muthén (1998) para erros correlacionados ($\theta_{\epsilon ij}$). Esse modelo está representado na FIGURA 9.

Os resultados desse modelo estão na TABELA 5.

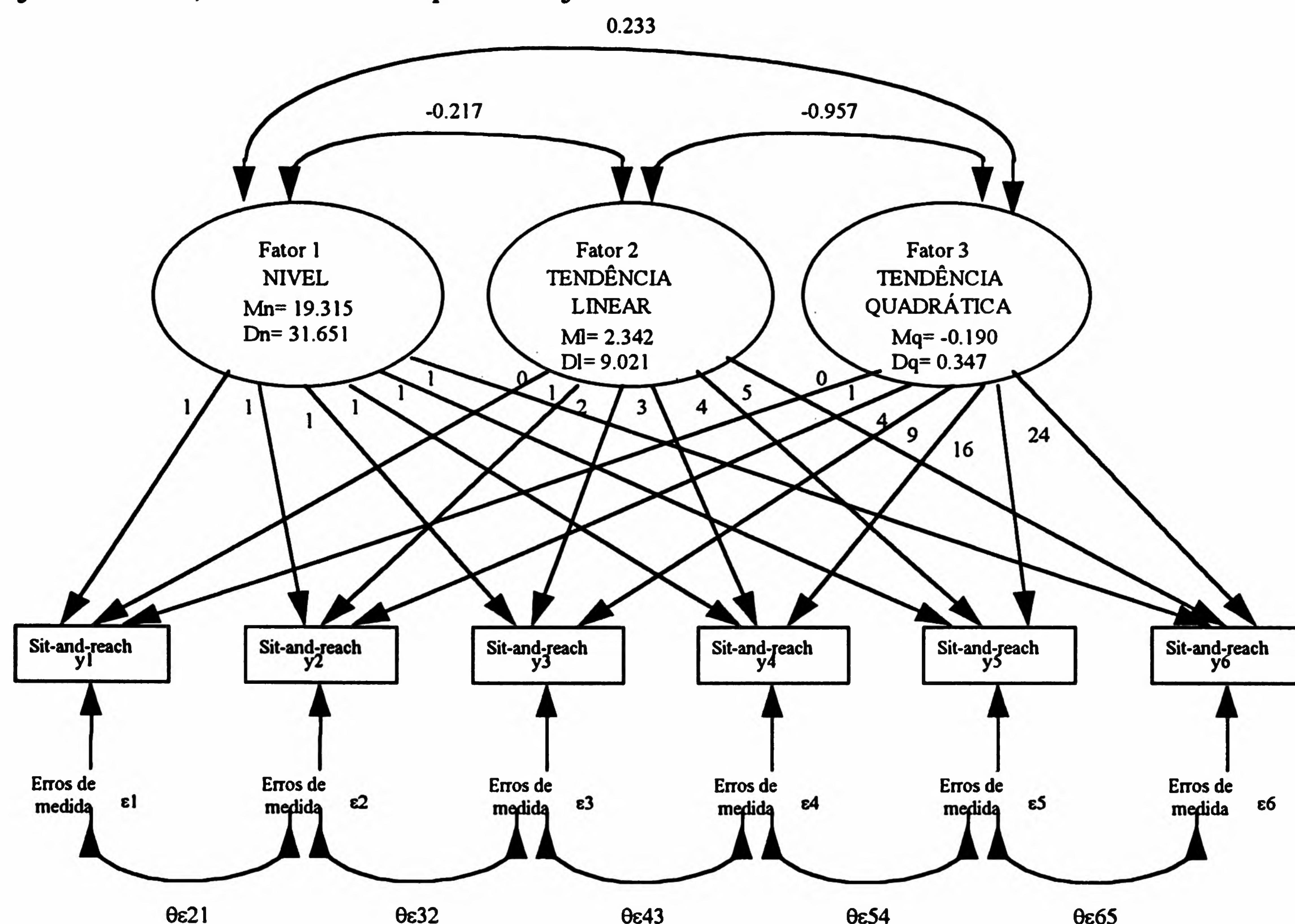


FIGURA 9 - Especificação pictográfica do modelo final.

TABELA 5 - Valores das estatísticas de ajustamento global, estimativas dos parâmetros individuais, erros-padrão e valores t do modelo com componentes linear e quadrática.

	Estimativa	Erro-padrão	Valor t
Médias			
Nível	19,318	0,575	33,608
Tendência Linear	2,301	0,304	7,557
Tendência Quadrática	- 0,182	0,055	- 3,293
Variância			
Nível	24,113	6,364	3,789
Tendência Linear	5,015	2,014	2,490
Tendência Quadrática	0,212	0,054	3,958
Covariâncias (Correlações)			
Nível/Tendência Linear	2,100 (0,191-ns)	3,071	0,684 - ns
Nível/Tendência Quadrática	- 0,064 (- 0,02-ns)	0,453	- 0,141 - ns
Tendência Linear/Quadrática	- 0,977 (- 0,947)	0,312	- 3,129
χ^2	(7) 6,758, p = 0,454		
CFI	1,00		
RMR _{st}	0,001		
RMSEA	0,00 (0,000; 0,120) ¹		

1. Limites do intervalo de confiança para o RMSEA.

Esse é, indiscutivelmente, o melhor modelo. Não só as estatísticas de ajustamento global são excelentes, como também a maioria dos parâmetros individuais é significativamente diferente de zero.

A média de 19,318 expressa o valor de partida da flexibilidade do grupo aos 12,7 anos. A presença de variância significativa (24,113) é esclarecedora da forte variação interindividual. O grupo é fortemente heterogêneo na sua flexibilidade aos 12,7 anos. O declive é positivo, marcando uma trajetória ascendente no desenvolvimento da flexibilidade (média = 2,301; $p < 0,05$). Ainda que todos possuam uma trajetória semelhante, o percurso desenvolvimentista é revelador de fortes diferenças interindividuais (variância = 5,015, $p < 0,05$). Essas constatações confirmam a primeira hipótese.

Não existe qualquer relação significativa entre os valores de partida e a trajetória desenvolvimentista de cada sujeito no seu percurso linear. O baixo ou elevado valor de flexibilidade no início não condiciona a trajetória de cada sujeito. A parte do “travão” (tendência quadrática) no crescimento dessa aptidão dos 15,7 para os 16,7 também não está relacionada com os valores de partida. Esses valores invalidam a hipótese de uma dependência desenvolvimentista aos valores iniciais.

Contudo, existe uma correlação significativa (- 0,947) entre a tendência linear e a tendência quadrática. Isso significa que quanto maior forem os valores de flexibilidade na trajetória linear, mais depressa se verificará o “efeito de travão”. Provavelmente, essa situação poderá estar associada a um efeito de teto no desenvolvimento desse componente da aptidão física nesse intervalo de idade, sobretudo dos 16,7 para os 17,7 anos.

CONCLUSÃO

A modelação do percurso desenvolvimentista de cunho longitudinal é uma tarefa urgente no domínio da vasta temática do Desenvolvimento Motor, sobretudo em Portugal, e pensamos que também no Brasil, onde essa tarefa está por fazer. Aliás, são bem reduzidos em todo o mundo os estudos longitudinais de longo alcance no domínio do desenvolvimento psicomotor com amostras de grande dimensão, alcance substantivo multifacetado e de forte generalização de resultados.

Tal modelação, essencialmente quantitativa, expressão visível de transformações de natureza qualitativa, pode servir-se de abordagens distintas. A que aqui foi apresentada, a

da Modelação da Estrutura de Covariância, é extremamente elegante e rica de testagem empírica a diferentes hipóteses do projeto desenvolvimentista. Os modelos apresentados são disso uma prova clara. É evidente, dos três tipos de modelos, a perseguição de hipóteses distintas. Nenhum deles deve ser considerado superior. O valor de cada um está na dependência direta da qualidade da formulação das hipóteses a testar.

Acrescentamos a essas sugestões a necessidade imperiosa do estabelecimento

apriorístico de uma ou várias hipóteses substantivamente relevantes, e que podem ser formuladas de forma alternativa ou competitiva para o mesmo conjunto de dados. Os resultados a obter e a interpretação que deles se fizer constituirão, sem sombra de qualquer dúvida, iluminações bem apetecidas de percursos poucas vezes trilhados com mapas adequados na floresta do desenvolvimento.

ABSTRACT

EMPIRICAL TESTS TO DEVELOPMENTAL FORMULATIONS: A STUDY CENTERED IN MODELLING A COVARIANCE STRUCTURE

This study aims at the presentation of different methods for longitudinal data analysis linked to the idea of development. From the methodology of analysis of covariance structures we present three models to test the notion of development associated to a physical fitness component - flexibility. These models are - auto-regressive quasi-simplex, Wiener model, and the latent growth model. After the presentation of the problem, we introduce the main ideas of each model as well as richness of its structure. Data are analyzed and interpreted within the context of different developmental hypothesis. Finally, we stress the need for quantitative modelling to test developmental processes in longitudinal designs of motor development. This line of research should retain the idea of alternative testing to competitive hypothesis for the same data structure. This will result in a substantive gain.

UNITERMS: Longitudinal; Development; Quantitative models; Motor domain.

NOTAS

1. No domínio desenvolvimentista é usual o recurso a variáveis latentes (isto é, não observadas diretamente, dado que são construções idealizadas) e a variáveis manifestas, indicadores observados e imperfeitos (dada a presença de erro de medida) das variáveis latentes. Uma descrição detalhada dessa matéria pode ser encontrada em Maia (1996a), e uma visão mais profunda e estatisticamente orientada em von Eye & Clogg (1994).
2. Uma discussão detalhada sobre essa matéria em Língua Portuguesa pode ser encontrada em Maia et alii (1998a).
3. A apresentação em Língua Portuguesa do paradigma da MEC é efetuada por Maia (1996b, 1997a). Uma aplicação multifacetada aos domínios educacional, sociológico e de outras áreas do comportamento pode ser consultada em Cuttance & Ecob (1987). A formalização estatística é encontrada em Bollen (1989), Joreskog (1969) e Joreskog & Sorbom (1989).

4. Não será referido o modelo de análise factorial confirmatória longitudinal para a mudança com recurso a médias estruturais, tão pouco ao problema da invariância da estrutura. Para consultar essa matéria, ver Maia et alii (1997a), Marsh & Grayson (1994), McArdle & Aber (1991) e Meredith & Tisak (1990).
5. Aspectos detalhados desse projeto podem ser consultados em Beunen et alii (1989) e Ostyn, Simons, Beunen, Renson & Van Gerven (1969).
6. Num outro estudo foram considerados num modelo auto-regressivo todos os indicadores da aptidão física (Maia et alii, 1997b).
7. Ver nota 3.
8. Uma abordagem mais detalhada desse e outros aspectos no vasto domínio da aptidão física é efetuada por Maia (1995, 1996a, 1997b). Em Língua Inglesa consultar Morrow, Jackson, Disch & Mood (1995).

9. É possível, sempre que imperativos de ordem substantiva o exijam, construir modelos autoregressivos de 2a., 3a. ou outras ordens. Contudo, importa salientar que nunca são utilizados pelos autores, dado não se encontrar justificação sólida para um "sleeping effect" manifestar-se num ponto distante do tempo (Dunn, Everitt & Pickles, 1993).
10. A apresentação breve dessa estrutura em estudos de "tracking" da aptidão física é referida em Maia (1998). A sua análise estatística e profundamente estudada por Joreskog (1970).
11. Nos testes estatísticos globais em MEC, e ao contrário do postulado na formulação clássica de hipóteses estatísticas, não se pretende rejeitar H_0 , dado essa hipótese ser formulada com a idéia de que o modelo apresentado pelo autor é o que melhor descreve a estrutura dos dados presentes na matriz de covariância.
12. Nesse trabalho não avançaremos pelas temáticas fascinantes do teste a desenvolvimentos paralelos mutuamente influenciados, ou não; a desenvolvimentos paralelos, mas defazados no tempo; a modelos com covariáveis invariantes ou não invariantes no tempo; a modelos com presença de estágios, ou a modelos desenvolvimentistas "piecewise".

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALTAGI, B.H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester, John Wiley, 1995.
- BALTES, P.B.; NESSELROADE, J.R. History and rationale of longitudinal research. In: NESSELROADE, J.R.; BALTES, P.B., eds. *Longitudinal research in the study of behavior and development*. New York, Academic Press, 1979. p.1-39.
- BENTLER, P. *EQS structural equations program manual*. Encino, Multivariate Software, 1995.
- BEUNEN, G.P.; MALINA, R.M.; VAN'T HOF, M.A.; SIMONS, J.; OSTYN, M.; RENSON, R.; VAN GERVEN, D. *Adolescent growth and motor performance: a longitudinal study of Belgian boys*. Champaign, Human Kinetics, 1988.
- BOLLEN, K.A. *Structural equation with latent variables*. New York, John Wiley, 1989.
- BROWNE, M.W.; CUDECK, R. Alternative ways of measuring model fit. In: BOLLEN, K.A.; LONG, J.S., eds. *Testing structural equation models*. Newbury Park, Sage, 1993. p.136-62.
- BURR, J.A.; NESSELROADE, J.R. Change measurement. In: von EYE, A., ed. *Statistical methods in longitudinal research: principles and structuring change*. San Diego, Academic Press, 1990. v.1, p.3-34.
- COLLINS, L.M.; HORN, J., eds. *Best methods for the analysis of change: recent advances, unanswered questions, future directions*. Washington, American Psychological Association, 1992.
- CUTTANCE, P.; ECOB, R., eds. *Structural modeling by example*. Cambridge, Cambridge University Press, 1987.
- DUNCAN, S.C.; DUNCAN, T.E.; HOPS, H. Analysis of longitudinal data within accelerated longitudinal designs. *Psychological Methods*, v.1, p.236-48, 1996.
- DUNCAN, T.E.; DUNCAN, S.C. Modeling the process of development via latent variable growth and methodology. *Structural Equation Modeling*, v.2, p.187-213, 1995.
- DUNCAN, T.E.; DUNCAN, S.C.; ALPERT, A.; HOPS, H.; STOOLMILLER, M.; MUTHÉN, B. Latent variable modeling of longitudinal and multilevel substance use data. *Multivariate Behavioral Research*, v.32, p.275-318, 1997.
- DUNN, G.; EVERITT, B.; PICKLES, A. *Modeling covariances and latent variables using EQS*. London, Chapman & Hall, 1993.
- FINKEL, S.A. *Causal analysis with panel data*. Thousand Oaks. Sage. 1995. p.77-105. (Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences).
- GOTTMAN, J.M., ed. *The analysis of change*. Mahwah, Laurence Erlbaum, 1995.
- HERTZOG, C.; NESSELROADE, J.R. Beyond autoregressive models: some implications of the trait-state distinction for the structural modeling of developmental change. *Child Development*, v.58, p.93-109, 1987.
- HILL, P.W. Modeling the hierarchical structure of learning. In: CUTTANCE, P.; ECOB, R., eds. *Structural modeling by example*. Cambridge, Cambridge University Press, 1987. p.65-85.
- JORESKOG, K.G. Estimating and testing of simplex models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, v.23, p.121-45, 1970.
- _____. A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, v.34, p.182-202, 1969.
- JORESKOG, K.G.; SORBOM, D. *Lisrel 7: user's reference guide*. Chicago, Scientific Software International, 1989.
- _____. *Lisrel 8: user's reference guide*. Chicago, Scientific Software International, 1993.
- MAIA, J.A.R. Aptidão física: de um posicionamento antropológico a uma perspectiva epidemiológica. In: CONGRESSO DE EDUCAÇÃO FÍSICA E CIÊNCIAS DO DESPORTO DOS PAÍSES DE LÍNGUA PORTUGUESA, 5., Maputo, 1997. *Anais*. Maputo, 1997a.
- _____. Avaliação da aptidão física: uma abordagem metodológica. *Horizonte*, v.13, p.1-12(Dossier), 1996a.

- _____. Avaliação da aptidão física: aspectos metodológicos e analíticos. *Horizonte*, v.11, p.190-7, 1995.
- _____. Um discurso metodológico em torno da validade de construto: posições de um LISRELITA. In: ALMEIDA, L.; ARAÚJO, S.; GONÇALVES, M.M.; SIMÕES, M.R., eds. *Avaliação psicológica: formas e contextos*. Braga, AAPORT, 1996b. v.4, p.43-60.
- _____. A modelação da performance desportivo-motora: um contributo centrado no pensamento de Fleishman e Quaintance e na modelação de estruturas de covariância. *Revista Movimento*, v.6, p.34-50, 1997b.
- _____. **Programa da disciplina de desenvolvimento motor.** Porto, Faculdade de Ciências do Desporto e de Educação Física, 1997c. /Documento não publicado apresentado ao concurso público para professor associado/
- MAIA, J.A.R.; ALMEIDA, P.; PINA DE MORAIS, D.; GARGANTA, R. Invariância factorial da escala do auto-conceito físico: um estudo de análise factorial confirmatória em jovens dos dois sexos dos 13 aos 15 anos de idade. In: GONÇALVES, M.; RIBEIRO, I.; MACHADO, C.; ALMEIDA, L.; SIMÕES, M., eds. *Avaliação psicológica: formas e contextos*. Braga, AAPORT, 1997a. v.5, p.525-38.
- MAIA, J.A.R.; BEUNEN, G.; LEFEVRE, J.; CLAESSENS, A. A estabilidade da aptidão física: o problema, essência analítica, insuficiências e apresentação de uma proposta metodológica baseada em estudos de painel com variáveis latentes. *Revista Movimento*, 1998a. /No prelo/
- MAIA, J.A.R.; LEFEVRE, J.; BEUNEN, G.; CLAESSENS, A.; VAN DEN EYNDEN, B.; VANREUSEL, B.; LYSENS, R.; RENSON, R. Stability of physical fitness: a study on belgian males followed longitudinally from 12 to 30 years. /Trabalho apresentado no American College of Sports Medicine, Orlando, 1998b/
- MAIA, J.A.R.; LEFEVRE, J.; CLAESSENS, A.; BEUNEN, G. Stability in physical fitness in belgian boys: a panel study using the LISREL approach. In: INTERNATIONAL SEMINAR ON PEDIATRIC WORK PHYSIOLOGY, 19., Exeter, 1997b.
- MARCOULIDES, G.A.; SCHUMACKER, R.E., eds. *Advanced structural equation modeling: issues and techniques*. Mahwah, Lawrence Erlbaum, 1996.
- MARSH, H.W.; GRAYSON, D. Longitudinal factor analysis: common, time-specific, item-specific and residual-error components of variance. *Structural Equation Modeling*, v.1, p.116-45, 1994.
- McARDLE, J.J. Dynamic but structural equation modeling of repeated measures data. In: CATTELL, R.B.; NESSELROADE, J., eds. *Handbook of multivariate experimental psychology*. 2.ed. New York, Plenum Press, 1988. p.514-61.
- McARDLE, J.J.; ABER, M.S. Latent variable structural equations models. In: ROVINE, M.J.; von EYE, A., eds. *Applied computational statistics in longitudinal research*. San Diego, Academic Press, 1991. p.55-86.
- McARDLE, J.J.; EPSTEIN, D. Latent growth curves within developmental structural equation models. *Child Development*, v.58, p.110-33, 1987.
- McARDLE, J.J.; NESSELROADE, J.R. Using multivariate data to structure developmental change. In: COHEN, S.H.; REESE, H.W., eds. *Life-span developmental psychology. methodological considerations*. Hillsdale, Lawrence Erlbaum, 1994.
- MEREDITH, W.; TISAK, J. Latent curve analysis. *Psychometrika*, v.55, p.107-22, 1990.
- MORROW, J.R.; JACKSON, A.W.; DISCH, J.G.; MOOD, D.P. *Measurement and evaluation in human performance*. Champaign, Human Kinetics, 1995.
- MUTHÉN, B.O.; CURRAN, P.J. General longitudinal modeling of individual differences in experimental designs: a latent variable framework for analysis and power estimation. *Psychological Methods*, v.2, p.371-402, 1997.
- MUTHÉN, B.O.; KHOO, S.T. Longitudinal studies of achievement growth using latent variable modeling. In: COONEY, J.B., ed. *Learning and individual differences*, 1999. /No prelo/
- MUTHÉN, B.O.; MUTHÉN, L.K. *Analysis of longitudinal data: growth modeling using latent variables*. /Documento policopiado do curso internacional GROWTH MODELING USING LATENT VARIABLES, realizado na Universidade de Estocolmo, 1998/
- NESSELROADE, J.R.; BALTES, P.B., eds. *Longitudinal research in the study of behavior and development*. New York, Academic Press, 1979.
- OSTYN, M.; SIMONS, J.; BEUNEN, G.; RENSON, R.; VAN GERVEN, D. *Somatic and motor development of belgian school-boys: norms and standards*. Leuven, Leuven University Press, 1969.
- RAO, C.R. Some statistical methods for comparison of growth curves. *Biometrics*, v.14, p.1-17, 1958.
- RAYKOV, T. Growth curve analysis of ability: means and variances in measures of fluid intelligence of older adults. *Structural Equation Modeling*, v.4, p.283-319, 1997.
- ROGOSA, D.; BRANDT, D.; ZIMOWSKI, M. A growth curve approach to the measurement of change. *Psychological Bulletin*, v.92, p.726-48, 1982.
- STOOLMILLER, M. Using latent growth models to study developmental processes. In: GOTTMAN, J.M., ed. *The analysis of change*. Mahwah, Laurence Erlbaum, 1995. p.103-38.

TUCKER, L.R. Determination of parameters of a functional relation by factor analysis. *Psychometrika*, v.23, p.19-23, 1958.

von EYE, A.; CLOGG, C.C., eds. *Latent variables analysis: applications for developmental research*. Thousand Oaks, Sage, 1994.

WERTS, C.E.; LINN, R.L.; JORESKOG, K.G. A simplex model for analyzing academic growth. *Educational and Psychological Measurement*, v.37, p.745-56, 1977.

Recebido para publicação em: 07 out. 1998
Aceito em: 12 abr. 1999

ENDEREÇO: José António Ribeiro Maia
Gabinete de Cineantropometria e Estatística Aplicada
Faculdade de Ciências do Desporto e de Educação Física
Universidade do Porto
Rua Dr. Plácido Costa, 91
4200 – Porto - PORTUGAL