

Discrepância e sua utilidade para o estudo da coesão e hierarquia em díades familiares

Maycoln Leôni Martins Teodoro

*Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS
São Leopoldo, RS, Brasil*

Christoph de Oliveira Käßler

*Universidade de Educação (PH)
Ludwigsburg, Reutlingen, Alemanha*

Marimília Rodrigues Lambertucci

*Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG
Belo Horizonte, MG, Brasil*

Sylvia Hiromi Oswald

*Universitaetsklinikum Ulm
Ulm, Alemanha*

RESUMO

Este estudo desenvolve e explora o conceito de Discrepância em díades através da avaliação da coesão e hierarquia familiar. Foram investigadas 62 crianças pertencentes a uma escola particular de Belo Horizonte. Os participantes forneceram informações sobre as díades Pai-Criança, Mãe-Criança e Pai-Mãe por meio do Familiograma. Os resultados mostraram que, para a coesão, os atores utilizam, geralmente, a mesma quantidade de recursos, produzindo um padrão de baixa Discrepância. A única exceção refere-se ao relacionamento entre as crianças do grupo masculino e respectivas mães. Com relação à hierarquia, foi encontrado um padrão claramente discrepante para as díades Pai-Criança e Mãe-Criança, nas quais os pais possuem mais hierarquia do que as crianças. Os resultados encontrados confirmam, de modo geral, as expectativas teóricas e demonstram a utilidade metodológica do conceito de Discrepância na avaliação de sistemas familiares.

Palavras-chave: Discrepância, coesão; hierarquia; avaliação familiar; psicologia da família.

ABSTRACT

Discrepancy and its utility for the study of cohesion and hierarchy in family dyads

The present study develops and explores the concept of discrepancy in dyads in the context of family cohesion and hierarchy. 62 children from a private school of Belo Horizonte were investigated. The participants gave information about the Father-Child, Mother-Child and Father-Mother Dyads using the Familiogram. The results, for the dimension of cohesion, usually indicate the same amount of resources, showing a pattern of low discrepancy. The only exception refers to boys in their mother-child relationship. Regarding hierarchy, a clear discrepant pattern was found for the Father-Child and Mother-Child Dyads, in which the parents represent a higher hierarchical position compared to their children. The results confirm, in general, the theoretical expectations and demonstrate the methodological utility of the concept of discrepancy in the evaluation of family systems.

Keywords: Discrepancy; cohesion; hierarchy; family assessment; family psychology.

RESUMEN

Discrepancia y su utilidad para el estudio de la cohesión y jerarquía en díadas familiares

Este estudio desarrolla y explora el concepto de discrepancia en díadas a través de la evaluación de la cohesión y jerarquía familiar. Fueron investigadas 62 niños pertenecientes a una escuela privada de Belo Horizonte. Los participantes proporcionaron informaciones sobre las díadas Padre-Niño, Madre-Niño por medio del Familiograma. Los resultados indicaron que para cohesión los actores utilizan, generalmente, la misma cantidad de recursos, produciendo un patrón de baja discrepancia. La única excepción se refiere al relacionamiento entre los niños del grupo masculino y respectivas madres. Respecto a la jerarquía, fue encontrado un patrón claramente discrepante para las díadas Padre-niño y Madre-Niño, en las cuales los padres poseen más jerarquía que los niños. Los resultados encontrados confirman, de un modo general, las expectativas teóricas y demuestran la utilidad metodológica del concepto de Discrepancia en la evaluación de los sistemas familiares.

Palabras clave: Discrepancia; cohesión; jerarquía; evaluación familiar; psicología de la familia.

INTRODUÇÃO

O progresso teórico na Psicologia da Família vem fortalecendo-se continuamente nos últimos anos em decorrência do aumento do número de pesquisas que nos permitem conhecer melhor as características do sistema familiar (vide, por exemplo, Pelisoli, Teodoro, Dell'Aglio, 2007; Ryan e Willits, 2007; Teodoro, 2005; Wagner, Ribeiro, Arteche e Bornholdt, 1999). Claramente, este desenvolvimento teórico só é possível graças a uma contínua elaboração e aprimoramento de novas metodologias de estudo, que permitem ao pesquisador a obtenção de um conjunto de dados cada vez mais fidedigno para a análise do sistema familiar.

Dentre as metodologias que vêm recebendo grande atenção nos últimos anos destaca-se a Teoria dos Gráficos (Scott, 2000; Wasserman e Faust, 1994). Esta teoria é uma das formas utilizadas para compreender o funcionamento de grupos sociais através de explicações matemáticas dos conceitos elaborados a partir da análise gráfica dos sociogramas (Moreno, 1932). A sua idéia principal consiste em tratar cada família como um grupo social para, a partir daí, avaliar algum tipo de relacionamento entre os membros da família (Samuelsson, 1997; Widmer, 1999; Widmer e La Farga, 1999; Widmer e La Farga, 2000). A avaliação é feita através de sentenças que envolvem a participação de dois atores de cada vez e algum tipo de relacionamento entre eles como, por exemplo, a comunicação ('A' fala dos seus problemas com 'B' e 'B' fala dos seus problemas com 'A'). A avaliação destas frases pode ser feita de maneira binária, de modo que o ator seja forçado a decidir se ele fala ou não dos seus problemas com outro ator, ou distribuída em uma escala do tipo *Likert*, na qual ele indica a intensidade com que ele pratica o comportamento de falar dos seus problemas com outra pessoa. Partindo dos resultados descritos para cada díade, são feitos cálculos que apontam algumas características do sistema, como a Centralidade (indicativo de respostas 'emitidas' por cada ator) e o Prestígio (indicativo de respostas 'recebidas' por cada ator).

A análise dos resultados obtida por esta metodologia (vide Wasserman e Faust, 1994 para maiores detalhes) poderá ser feita tendo como base todo o sistema familiar ou apenas uma parte dele, como por exemplo os subsistemas paterno e fraterno. Uma outra possibilidade é avaliar o relacionamento familiar no nível das díades. As Díades (D_{ij}) são consideradas a unidade mínima de relacionamento em uma rede social, sendo esta formada pelo relacionamento não ordenado entre dois atores i e j . Deste modo, em uma rede social existem $g(g-1)/2$ díades, sendo 'g' o número de atores pertencentes ao grupo.

Levando-se em consideração apenas escolhas binárias, as díades podem ser classificadas como 'Mútua', 'Assimétrica' ou 'Nula', como mostradas na Tabela 1. A díade Mútua é caracterizada pela escolha recíproca entre os dois atores (por exemplo, 'A' fala dos seus problemas com 'B' e 'B' fala dos seus problemas com 'A'). A díade Assimétrica ocorre quando apenas um dos atores escolhe o outro (quando somente um ator fala dos seus problemas com o outro), sendo caracterizada pela ausência de reciprocidade. Finalmente, a díade Nula distingue-se pela ausência de relacionamento entre os atores, de modo que 'A' e 'B' não se escolhem ('A' e 'B' não falam sobre os seus problemas entre si). Assim com a díade Mútua, a díade Nula é também caracterizada como uma díade recíproca, já que o comportamento 'enviado' é igual ao 'recebido'.

TABELA 1
Tipos de díades em uma representação hipotética entre dois atores 'A' e 'B'

Representação	Significado	Classificação
A \longleftrightarrow B	'A' e 'B' se escolhem mutuamente.	Mútua
A \longrightarrow B	'A' escolhe 'B', que não escolhe 'A'.	Assimétrica
A \longleftarrow B	'A' não escolhe 'B', que escolhe 'A'.	Assimétrica
A B	'A' e 'B' não se escolhem.	Nula

De acordo com alguns teóricos da psicologia social, as formas Mútua e Nula seriam, na avaliação de relações afetivas, estados mais equilibrados do comportamento, nos quais os atores disponibilizariam uma quantidade simétrica de recursos. Já o padrão assimétrico seria, na visão de autores mais clássicos, um estado intermediário do comportamento, que buscaria atingir um estado de equilíbrio (Miller e Geller, 1972; Whitney, 1971). Diferentemente desta posição, Wellman (1988) evita atribuir à assimetria a condição de estado intermediário, preferindo relacioná-la a um padrão que indique apenas o diferente uso de recursos utilizados por cada ator.

Existem várias formas de se analisar as díades binárias, tomando-se como base a classificação descrita acima (Wasserman e Faust, 1994). Entretanto, pouco tem sido publicado sobre o relacionamento descrito através da intensidade do comportamento. Uma das poucas exceções refere-se ao conceito de Discrepância, descrito em Teodoro e K ppler (2003). Discrepância é uma medida calculada para cada díade existente em um gráfico bidirecional, derivada da diferença entre os valores emitido e recebido entre dois atores. Por exemplo, para uma díade formada pelos atores 'A' e 'B' que apresente um relacionamento binário recíproco,

representado pelas díades Mútua e Nula (veja Tabela 1), tem-se uma Discrepância zero. Caso apenas um destes atores escolha o outro, tem-se uma Discrepância de valor 1. Deste modo, o cálculo da Discrepância consiste na extração do módulo da subtração entre o valor atribuído para a relação AB e o valor atribuído para a relação BA, como se segue:

$$D(n_a n_b) = |V_{ab} - V_{ba}|$$

onde Discrepância da díade AB ($D(n_a n_b)$) é igual ao módulo da subtração do valor atribuído para a relação AB pelo valor atribuído para a relação BA ($|V_{ab} - V_{ba}|$).

No caso do cálculo da Discrepância de uma díade para uma escala do tipo Likert variando de 1 a 5, pode-se dividir a fórmula apresentada anteriormente pelo resultado máximo possível advindo da escala menos 1 (neste caso: $(5-1) = 4$), de modo que o resultado varie de 0 (ausência de Discrepância) a 1 (Discrepância máxima), passando pelos valores de 0.25, 0.50 e 0.75. Deste modo, a Discrepância de uma escala Likert ($D'_v(n_a n_b)$) pode ser descrita como:

$$D'_v(n_a n_b) = \frac{|V_{ab} - V_{ba}|}{(V_{máx} - 1)}$$

onde Discrepância de uma escala Likert da díade AB ($D'_v(n_a n_b)$) é igual ao módulo da subtração do valor atribuído para a relação AB pelo valor atribuído para a relação BA ($|V_{ab} - V_{ba}|$) dividido pelo valor máximo possível da escala Likert menos 1. Entretanto, esta fórmula só deverá ser utilizada para escalas que possuem um espectro de resposta que se inicia com o valor 1. Para escalas que se iniciam com zero, não é necessária a subtração do Valor Máximo ($V_{máx}$) por 1, como foi descrita no denominador da fórmula acima.

O uso desta fórmula possibilita uma análise da diferença ou discrepância entre os recursos utilizados pelos atores em uma díade. Teodoro e K  ppler (2003) examinaram o relacionamento coesivo a partir da perspectiva de crian  as su  as e encontraram um padr  o de discrep  ncia que tendia para zero, ou seja, em rela  o    coes  o familiar, o valor emitido   , na maioria das vezes, o recebido.    importante salientar que este padr  o adv  m de uma metodologia conhecida por redes cognitivas, ou seja, os resultados analisados foram obtidos atrav  s da entrevista com apenas uma pessoa, que decidiu os padr  es de relacionamento entre todas as d  ades, inclusive aquelas das quais ela n  o fazia parte.

Uma desvantagem no c  lculo da Discrep  ncia consiste na utiliza  o de m  dulos na subtra  o de V_{ab} e V_{ba} , j   que a aus  ncia de resultados negativos impede uma an  lise mais detalhada da diferen  a de recursos

utilizados entre os atores nos casos em que h   um alto padr  o discrepante. Uma forma de resolver esta quest  o seria, simplesmente, retirar a fun  o modular, de forma que a Discrep  ncia II    descrita como:

$$DII'_v(n_a n_b) = \frac{V_{ab} - V_{ba}}{(V_{m  x} - 1)}$$

Esta f  rmula resulta em nove poss  veis valores, que podem ser classificados de acordo com a Tabela 2. Considerando-se ent  o dois atores 'A' e 'B', t  m-se resultados negativos no uso da f  rmula da Discrep  ncia II quando 'A' atribui um valor para 'B' que    menor do que o valor atribuído de 'B' para 'A', como demonstrado na categoria 1 da Tabela 2. O valor positivo pode ser visto na terceira categoria e aparece quando 'A' atribui um valor para 'B' que    maior do que o emitido de 'B' para 'A'. A Discrep  ncia igual a zero est   descrita na categoria 2 e aparece quando o valor de 'A' para 'B'    igual ao atribuído de 'B' para 'A'. De acordo com as categorias estabelecidas, pode-se fazer uma analogia com o sistema de simetria de recursos utilizados, descrito anteriormente para as d  ades bin  rias (Tabela 1). As d  ades com Discrep  ncia zero s  o sim  tricas ou rec  procas, na medida que o valor de 'A'    igual ao de 'B', enquanto as outras d  ades possuem uma assimetria ou uma aus  ncia de reciprocidade na distribui  o dos valores entre seus atores.

TABELA 2
Valores poss  veis da Discrep  ncia II e suas categorias explicativas

<i>Categoria</i>	<i>Significado</i>	<i>Valores poss��veis da Discrep��ncia II</i>	<i>Classifica��o</i>
1	'A' < 'B'	-1.00	Assim��trico
		-0.75	
		-0.50	
		-0.25	
2	'A' = 'B'	0	Sim��trico
		0.25	
3	'A' > 'B'	0.50	Assim��trico
		0.75	
		1.00	

Buscando avaliar a utilidade do c  lculo da Discrep  ncia I e II entre d  ades para o estudo dos sistemas familiares, foram selecionados dois conceitos j   bem fundamentados na psicologia da fam  lia e que, teoricamente, dever  o produzir resultados diferenciados com rela  o    Discrep  ncia. O primeiro conceito    conhecido por coes  o familiar, definida como o v  nculo emocional existente entre os membros de uma fam  lia (Olson, Russel e Sprenkle, 1983). O estudo deste conceito j   foi utilizado anteriormente por Teodoro

e K ppler (2003), que encontraram um padr o de Discrep ncia caracterizado pela simetria. O segundo conceito te rico escolhido foi o da hierarquia familiar, caracterizada pelo poder e influ ncia exercidos por cada membro dentro do sistema familiar. Feldman e Gehring (1988), utilizando o Teste do Sistema Familiar (FAST), pesquisaram adolescentes norte-americanos e encontraram que tanto o pai quanto a m e possuem escores hier rquicos superiores aos dos filhos, o que geraria um padr o discrepante de intera o.

O objetivo inicial deste estudo   investigar a utilidade do c culo da Discrep ncia na avalia o de diferentes processos familiares. Em segundo lugar buscar-se-  descrever os padr es de Discrep ncia familiar para os dois conceitos de coes o e hierarquia em uma amostra de crian as de seis a dez anos.

M TODOS

Amostra

Os participantes deste estudo foram 62 crian as, estudantes de uma escola particular em Belo Horizonte, Minas Gerais. A amostra era composta por 38 crian as do sexo feminino e 24 do sexo masculino e a idade variou de 6 a 10 anos (M dia=8.03, DP=1.2). O crit rio de sele o da amostra foi o de conveni ncia e abrangeu os quatro primeiros anos do ensino fundamental. A an lise da escolaridade dos pais mostra que 45.31% dos pais e 47.62% das m es completaram um curso superior, enquanto 35.94% dos pais e 33.33% das m es possuem o segundo grau ou superior incompleto. O restante dos pais (18.75%) e das m es (19.05%) possui primeiro grau completo ou incompleto. Considerando que a maioria das fam lias recrutadas possui pais com ensino m dio ou superior, pode-se considerar esta amostra como n o sendo representativa das fam lias brasileiras.

Procedimentos

O contato com as crian as foi feito a partir de reuni es com os respons veis pelo setor pedag gico da escola, que decidiram pela aprova o e permiss o da realiza o do projeto de pesquisa. Posteriormente, os alunos receberam a visita do pesquisador em sala de aula, oportunidade na qual eram informados sobre o projeto. Cada aluno interessado recebia uma carta que deveria ser entregue aos seus pais. A carta continha informa es sobre a pesquisa, algumas perguntas sobre a estrutura da fam lia e um Termo de Consentimento Livre e Esclarecido que deveria ser assinado e devolvido por um dos pais ou pelo respons vel. A pesquisa foi aprovada pelo comit  de  tica da universidade do autor. A aplica o do Familiograma s  foi realizada ap s o recebimento deste termo pelo pesquisador. A avalia o

foi feita individualmente e durou aproximadamente 50 minutos, nos quais eram feitas algumas perguntas sobre a estrutura familiar da crian a juntamente com a aplica o de uma bateria de testes sobre o sistema familiar que inclu a, al m do Familiograma (Teodoro, 2005, 2006; Teodoro e K ppler, 2003), o Teste do Sistema Familiar (FAST; Gehring, 1998) e o Teste de Identifica o Familiar (FIT; Remschmidt e Matthejat, 1999). Outras investiga es sobre estes instrumentos podem ser encontradas (K ppler, 1998; Oswald, 2002; Teodoro, 2000, 2005, 2006).

Instrumento

As informa es sobre a rede familiar das crian as foram obtidas atrav s do Familiograma (Teodoro, 2005, 2006; Teodoro & K ppler, 2003). O Familiograma foi escolhido por ser um teste capaz de avaliar diversos tipos de intera es, p.ex. comunica o e negatividade, dentro das d ades familiares. O material do Familiograma consiste em cart es individuais (6 × 3 cm), nos quais s o escritos os nomes de cada membro da fam lia, um tabuleiro dividido em cinco categorias variando de ‘n o corresponde’ at  ‘corresponde totalmente’ (escala *Likert* variando de 1 a 5) e uma folha de respostas. Os cart es com os nomes dos membros da fam lia s o combinados dois a dois, em duas frases. A primeira frase refere-se ao conceito de coes o (Pessoa ‘A’ sente-se bem na presen a da pessoa ‘B’) e a segunda ao conceito de hierarquia (Pessoa ‘A’ obedece   pessoa ‘B’). Ap s a leitura de cada frase combinada, pede-se   crian a que escolha uma das categorias representadas no tabuleiro.

As d ades estudadas foram aquelas formadas pela crian a, pelo pai e pela m e, sendo que os relacionamentos entre os atores s o descritos a partir da perspectiva da crian a. A combina o das frases seguiu sempre o mesmo padr o de combina es para cada crian a, de modo que todas responderam as frases relativas  s intera es da crian a, do pai e da m e, o que gerou um total de 6 combina es poss veis: a crian a com o pai e com a m e, o pai com a crian a e com a m e e, por  ltimo, a m e com a crian a e com o pai.

An lises Estat sticas

Os dados foram analisados atrav s dos valores escolhidos pela crian a na escala *Likert* contida no Familiograma. Posteriormente, foram calculados os valores da Discrep ncia I e II, de acordo com as f rmulas descritas acima. Todos os c culos e an lises foram feitos no Excel[®] (Microsoft) e no SPSS 13[®].

RESULTADOS

Os resultados relacionados aos valores absolutos da escala *Likert* e   Discrep ncia II foram, primeiramente,

analisados quanto à idade e ao sexo do participante. Não foram encontradas diferenças significativas para a idade nas dimensões coesão e hierarquia. Já com relação ao sexo do participante foram encontradas algumas diferenças significativas na coesão familiar, mas não na hierarquia. Por este motivo, os resultados relativos à coesão serão apresentados de acordo com o sexo do participante.

Para facilitar o entendimento dos resultados relativos à hierarquia familiar, foi realizada uma inversão nas categorias das respostas. Assim, o valor definido na díade 'A' obedece 'B' foi trocado pelo valor de 'B' obedece 'A', e vice-versa. Deste modo, o valor contido na relação AB passa a exprimir a intensidade com a qual 'A' é obedecido por 'B', sendo que o mesmo raciocínio aplica-se à relação BA. Esta estratégia foi usada para que houvesse, após a inversão dos valores, uma medida direta da hierarquia.

Coesão Familiar

Os resultados obtidos na coesão familiar através do valor da escala Likert e da Discrepância I, divididos de acordo com o sexo do participante e analisados pelo Teste de Mann-Whitney, estão descritos na Tabela 3. Estes resultados mostram que os valores atribuídos para a relação Pai-Criança e Criança-Pai, bem como a Discrepância entre estes dois valores não se diferenciam significativamente entre o sexo dos participantes. O mesmo padrão é encontrado para o relacionamento Pai-Mãe. No entanto, o relacionamento Mãe-Criança apresenta diferenças significativas quando seus valores são comparados de acordo com o sexo dos participantes. As meninas caracterizam tanto o relacionamento Mãe-Criança ($Z = -1.949$, $p \leq .05$) quanto o Criança-Mãe ($Z = -4.431$, $p \leq .001$) como sendo mais coesivo do que os meninos. A Discrepância no relacionamento Mãe-Criança também difere-se com relação ao sexo, sendo

que a relação entre meninas e suas respectivas mães apresentam um valor significativamente menor quando comparado com o relacionamento dos meninos e suas mães ($Z = -4.639$, $p \leq .001$).

No intuito de compreender melhor o padrão de Discrepância existente nas díades descritas na Tabela 3 realizou-se o cálculo da Discrepância II com os dados relativos à coesão familiar e sua posterior codificação nas três categorias descritas na Tabela 2. Na primeira categoria estão todos os casos nos quais o ator 'A' possui um valor maior do que 'B'. Na segunda estão os casos nos quais o ator 'A' possui o mesmo valor que 'B' e, finalmente, na última categoria estão os casos nos quais 'B' possui um valor maior do que 'A'. As análises foram feitas através do cálculo do Qui-quadrado para amostra única, sendo que os resultados foram divididos por sexo e apresentados na Tabela 4.

Os resultados da Tabela 4 mostram que existe uma frequência significativamente maior de casos na categoria simétrica, demonstrando que um relacionamento coesivo é caracterizado, na maioria das vezes, pela simetria. Ao mesmo tempo existe uma frequência significativamente menor de casos em quase todas as outras categorias caracterizadas pela assimetria. A única exceção foi o relacionamento Mãe-Criança para o grupo masculino, no qual não foi encontrada nenhuma frequência predominante de casos nas categorias pesquisadas.

Hierarquia familiar

Os resultados obtidos no cálculo da hierarquia familiar estão descritos na Tabela 5. Como já foi anteriormente mencionado, não houve qualquer diferença entre os sexos dos participantes para os valores da escala e para a Discrepância I. Por este motivo, a análise da Discrepância II será realizada sem a subdivisão dos grupos masculino e feminino.

TABELA 3
Média e Desvio Padrão da coesão com seus respectivos escores Z do Teste de Mann-Whitney para os valores da escala Likert e Discrepância I

	Média Total (n = 62)	Feminino (n = 38)	Masculino (n = 24)	Z escore
Valor Pai-Criança	4.60 (0.90)	4.79 (0.47)	4.29 (1.27)	-1.535 ns
Valor Criança-Pai	4.53 (0.95)	4.71 (0.69)	4.25 (1.22)	-1.742 ns
Discrepância Pai-Criança I	0.08 (0.16)	0.07 (0.14)	0.09 (0.18)	-0.445 ns
Valor Mãe-Criança	4.81 (0.51)	4.92 (0.27)	4.63 (0.71)	-1.949*
Valor Criança-Mãe	4.71 (0.71)	4.97 (0.16)	4.29 (1.00)	-4.431***
Discrepância Mãe-Criança I	0.09 (0.19)	0.01 (0.06)	0.29 (0.25)	-4.639***
Valor Pai-Mãe	4.44 (0.95)	4.47 (0.83)	4.38 (1.13)	-0.241 ns
Valor Mãe-Pai	4.34 (1.07)	4.32 (1.10)	4.38 (1.06)	-0.475 ns
Discrepância Mãe-Pai I	0.07 (0.17)	0.07 (0.15)	0.083 (0.19)	-0.082 ns

ns = não significativo; * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$; *** $p \leq .001$.

TABELA 4
 Teste do Qui-quadrado para a coesão com suas respectivas frequências observadas (f_o) e esperadas (f_e) e seus resíduos comparando a distribuição das categorias da Discrepância II

<i>Díade</i>	<i>Categoria</i>	f_o	f_e	<i>Resíduo Estandarizado</i>
Pai-Criança (feminino)	Pai < Criança	4	12.7	-2.44 ^a
	Pai = Criança	29	12.7	4.57 ^c
	Pai > Criança	5	12.7	-2.16 ^a
$\chi^2(2) = 31.632, p \leq .000$				
Pai-Criança (masculino)	Pai < Criança	2	8	-2.12 ^a
	Pai = Criança	17	8	3.18 ^c
	Pai > Criança	5	8	-1.06 ns
$\chi^2(2) = 15.750, p \leq .000$				
Mãe-Criança (feminino)	Mãe < Criança	2	12.7	-3.00 ^c
	Mãe = Criança	36	12.7	6.54 ^c
	Mãe > Criança	0	12.7	-3.57 ^c
$\chi^2(2) = 64.467, p \leq .000$				
Mãe-Criança (masculino)	Mãe < Criança	5	8	-1.06 ns
	Mãe = Criança	10	8	0.71 ns
	Mãe > Criança	9	8	0.35 ns
$\chi^2(2) = 1.750, p \leq .417$				
Pai-Mãe (feminino)	Pai < Mãe	6	12.7	-1.88 ns
	Pai = Mãe	30	12.7	4.85 ^c
	Pai > Mãe	2	12.7	-3.00 ^c
$\chi^2(2) = 36.211, p \leq .000$				
Pai-Mãe (masculino)	Pai < Mãe	2	8	-2.12 ^b
	Pai = Mãe	19	8	3.89 ^c
	Pai > Mãe	3	8	-1.77 ns
$\chi^2(2) = 22.750, p \leq .000$				

ns: não significativo; a: significativo; b: muito significativo; c: altamente significativo (de acordo com Bühl e Zöfel, 2000).

TABELA 5
 Média e Desvio Padrão da hierarquia com seus respectivos escores Z do Teste de Mann-Whitney para os valores da escala Likert e Discrepância I

	<i>Média Total</i> (<i>n</i> = 62)	<i>Feminino</i> (<i>n</i> = 38)	<i>Masculino</i> (<i>n</i> = 24)	<i>Z Escore</i>
Valor Pai-Criança	4.18 (1.05)	4.32 (0.93)	3.96 (1.20)	-1.287 ns
Valor Criança-Pai	2.61 (1.53)	2.76 (1.55)	2.38 (1.50)	-0.901 ns
Discrepância Pai-Criança I	0.46 (0.36)	0.43 (0.38)	0.52 (0.33)	-1.095 ns
Valor Mãe-Criança	4.32 (0.97)	4.42 (0.92)	4.17 (1.05)	-1.215 ns
Valor Criança-Mãe	2.99 (1.48)	2.92 (1.53)	2.83 (1.43)	-0.215 ns
Discrepância Mãe-Criança I	0.48 (0.34)	0.47 (0.34)	0.50 (.35)	-0.459 ns
Valor Pai-Mãe	3.34 (1.41)	3.32 (1.45)	3.38 (1.38)	-0.074 ns
Valor Mãe-Pai	3.55 (1.30)	3.66 (1.27)	3.38 (1.35)	-0.813 ns
Discrepância Mãe-Pai I	0.21 (0.28)	0.22 (0.27)	0.21 (0.30)	-0.306 ns

ns = não significativo; * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$; *** $p \leq .001$.

Os escores de Discrepância II disponibilizados de acordo com as três categorias citadas na Tabela 2 podem ser vistos na Tabela 6. É importante mais uma vez salientar que, devido à inversão de resultados citada acima, as categorias da Tabela 6 representam a hierarquia familiar de uma maneira direta. Deste

modo, para a relação Pai-Criança têm-se na categoria 1 (Pai < Criança) o número de casos em que o pai atribui hierarquia menor do que a criança, enquanto a categoria 3 (Pai > Criança) apresenta o número de casos em que o pai possui um valor de hierarquia maior do que a criança.

TABELA 6
 Teste do Qui-quadrado da hierarquia com respectivas frequências observadas (f_o) e esperadas (f_e) e seus resíduos comparando a distribuição das categorias da Discrepância II

<i>Díade</i>	<i>Categoria</i>	f_o	f_e	<i>Resíduo Estandarizado</i>
Pai-Criança	Pai < Criança	5	20.7	-3.45 ^c
	Pai = Criança	13	20.7	-1.69 ns
	Pai > Criança	44	20.7	5.12 ^c
$\chi^2(2) = 46.968, p \leq .000$				
Mãe-Criança	Mãe < Criança	8	20.7	-2.79 ^b
	Mãe = Criança	10	20.7	-2.35 ^a
	Mãe > Criança	44	20.7	5.12 ^c
$\chi^2(2) = 46.677, p \leq .000$				
Pai-Mãe	Pai < Mãe	14	20.7	-1.47 ns
	Pai = Mãe	31	20.7	2.26 ^a
	Pai > Mãe	17	20.7	-0.81 ns
$\chi^2(2) = 58.484, p \leq .000$				

ns: não significativo; a: significativo; b: muito significativo; c: altamente significativo (de acordo com Bühl e Zöfel, 2000).

Os resultados da Tabela 6 mostram que tanto a díade Pai-Criança quanto a Mãe-Criança possuem um número significativamente maior de casos na categoria assimétrica 3, na qual um dos pais possui mais hierarquia do que o filho. Do mesmo modo, existe um número significativamente menor de casos na categoria 1, caracterizada por uma assimetria na qual a criança possui mais hierarquia do que o pai ou a mãe. Já a relação Pai-Mãe possui um número significativamente maior de casos na categoria 2 do que o esperado estatisticamente, indicando que as crianças percebem, na maioria das vezes, um relacionamento simétrico entre eles.

DISCUSSÃO

A utilização de metodologias capazes de analisar as redes sociais vem mostrando-se muito útil para a avaliação do sistema familiar através de estudos relacionados, principalmente, à coesão e ao suporte familiar (Widmer e La Farga, 1999). O cálculo da Discrepância constitui-se em um avanço nesta metodologia, já que possibilita uma análise da diferença de recursos empregada por cada ator em uma interação social. Além disso, a análise da Discrepância oferece ao clínico a vantagem de poder analisar a reciprocidade de um relacionamento entre as díades.

Os resultados das análises de diferentes construtos psicológicos (coesão e hierarquia) entre atores pertencentes a diferentes gerações (díades Pai-Criança e Mãe-Criança) e entre atores pertencentes à mesma geração (díade Pai-Mãe) mostraram diferentes padrões de Discrepância, o que indica a capacidade deste conceito metodológico de discriminar diferenças em relações familiares distintas.

Quanto à coesão familiar, era esperado que o relacionamento entre as díades apresentasse um padrão

baixo de Discrepância, devido a resultados anteriores (Teodoro, 2005; Teodoro e K  ppler, 2003) e   id ia de que, a coes o, por representar um aspecto afetivo do relacionamento, apresentaria a tend ncia de comportamento sim trico entre as d ades. Os resultados encontrados comprovaram a expectativa de um resultado sim trico para todas as d ades, com exce o da d ade M e-Criança para o grupo masculino. Especificamente para esta d ade, houve uma diferença significativa entre os grupos masculino e feminino, com as meninas percebendo um relacionamento mais coesivo com suas m es do que os meninos. Este resultado difere-se dos apresentados por Feldman e Gehring (1988) que, apesar de utilizarem uma metodologia diferente, tamb m analisaram a coes o do sistema familiar atrav s da perspectiva das crianças e adolescentes e n o encontraram nenhuma diferença significativa com rela o ao sexo. O presente resultado pode-se dever ao baixo n mero de meninos pesquisados ou a uma maneira peculiar dos meninos brasileiros de encarar o relacionamento com suas m es, em contraste com os dos Estados Unidos. De qualquer modo, novos estudos que utilizem amostras maiores e diferentes n veis sociais s o necess rios. Nas demais d ades foram encontradas, independentemente do sexo e do subsistema ao qual a criança avaliada pertencia, uma maior frequ ncia de casos na categoria sim trica, indicando que, na coes o familiar, existe a tend ncia dos atores utilizarem a mesma quantidade de recurso.

Os resultados da hierarquia familiar mostraram que as d ades que inclu am atores pertencentes a diferentes gerações (Pai-Criança e Mãe-Criança) possuíam uma frequ ncia maior de casos na categoria 3, na qual a criança percebe uma posi o hier rquica mais elevada dos seus pais. J  para a d ade Pai-M e, foi encontrada uma frequ ncia maior de casos para a rela o sim trica

de hierarquia, indicando que a criança percebe, na maioria das vezes, uma posição hierárquica igualitária entre os seus pais. Estes resultados confirmam o encontrado por Feldman e Gehring (1988), além de estarem também de acordo com a idéia de que os pais, por serem os responsáveis pelo estabelecimento de regras para a educação dos filhos, devem possuir maior hierarquia (Wood, 1985; Wood e Talmon, 1983).

Os padrões de Discrepância aqui apresentados referem-se a uma rede social chamada de cognitiva, o que significa que todos os relacionamentos entre as díades foram respondidos por apenas uma pessoa, neste caso a criança. Deste modo, a rede social analisada refere-se somente à representação cognitiva de família da criança. Uma outra possibilidade de pesquisar as redes sociais seria através das redes sociocêntricas, nas quais cada membro da família responderia apenas as perguntas relativas ao seu comportamento. Para estes casos, pode-se usar também o cálculo da Discrepância como meio de verificar as diferenças entre os recursos mencionados por cada participante.

Os resultados encontrados confirmam, de modo geral, as expectativas teóricas para os padrões coesivos e hierárquicos nas relações familiares ocidentais, demonstrando a utilidade metodológica do conceito de Discrepância entre díades. A utilização deste conceito contribui para aumentar o leque de opções do pesquisador e do clínico para a avaliação familiar.

REFERÊNCIAS

- Bühl, A., & Zöfel, P. (2000). *SPSS Version 10. Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows*. München: Addison-Wesley.
- Feldman, S.S., & Gehring, T.M. (1988). Changing perceptions of family cohesion and power across adolescence. *Child Development, 59*, 1034-1045.
- Gehring, T.M. (1998). *Family System Test (FAST)*. Göttingen: Hogrefe & Huber Publishers.
- Käppler, K.C. (1998). Padrões de identificação em famílias: um estudo comparativo entre crianças com e sem problemas psicológicos. *Cadernos de Psicologia (UFMG)*, Belo Horizonte, 8, 241-252.
- Miller, H., & Geller, D. (1972). Structural balance in dyads. *Journal of Personality and Social Psychology, 21*, 135-138.
- Moreno, J.L. (1932). *Application of the group method to classification*. New York: National Committee on Prisons and Prison Labor.
- Olson, D.H., Russel, C.S., & Sprenkle, D.H. (1983). Circumplex model of marital and family systems: IV. Theoretical update. *Family Process, 22*, 69-83.
- Oswald, S.H. (2002). *Eine Untersuchung von Beziehungsstrukturen brasilianischer Familien mit dem Familien-System-Test (FAST)*. Dissertação para obtenção do título de Dipl. Psych. não publicada. Universität Freiburg i.Br., Alemanha.
- Pelisolli, C., Teodoro, M.L.M., Dell'Aglio, D.D. (2007). A percepção de família em vítimas de abuso sexual intrafamiliar: Estudo de caso. *Arquivos Brasileiros de Psicologia, 59*, 256-269.
- Remschmidt, H., & Mattejat, F. (1999). *Der Familien-Identifikations-Test (FIT). Manual*. Göttingen: Hogrefe.
- Ryan, A.K., & Willits, F.K. (2007). Family ties, physical health, and psychological well-being. *Journal of Aging Health, 19*, 907-920.
- Samuelsson, M.A.K. (1997). Social networks of children in single-parent families: Differences according to sex, age, socioeconomic status and housing-type and their associations with behavioural disturbances. *Social Networks, 19*, 113-127.
- Scott, J. (2000). *Social network analysis: A handbook*. 2ª ed. Londres: Sage Publications.
- Teodoro, M.L.M. (2000). *Habilidades sociais e processos de identificação em crianças e adolescentes*. Dissertação de Mestrado não publicada, Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG.
- Teodoro, M.L.M. (2005). *Kognitive Repräsentationen familiärer Beziehungen. Methodenkritische Untersuchungen zu Kohäsion und Hierarchie innerhalb des familiären Systems*. Hamburg: Verlag Dr. Kovac.
- Teodoro, M.L.M. (2006). Afetividade e conflito em díades familiares: Avaliação com o Familiograma. *Interamerican Journal of Psychology, 40*, 385-390.
- Teodoro, M.L.M., & Käppler, K.C. (2003). *Familiograma: Desenvolvimento de um novo instrumento para a avaliação das relações familiares* (Psicopatologia do Desenvolvimento – Relatórios Técnicos, pp.2-21), Laboratório de Neuropsicologia do Desenvolvimento e Laboratório de Psicologia da Família.
- Wagner, A., Ribeiro, L.S., Artech, A.X., & Bornholdt, E.A. (1999). Configuração familiar e o bem-estar psicológico dos adolescentes. *Psicologia: Reflexão e Crítica, 12*, 147-156.
- Wasserman, S., & Faust, K. (1994). *Social network analysis: Methods and applications*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Wellman, B. (1988). Structural analysis: From method and metaphor to theory and substance. In B. Wellman, & S.D. Berkowitz (Eds). *Social Structures: a network approach* (pp 19-61). Cambridge: Cambridge University Press.
- Whitney, R.E. (1971). Agreement and positivity in pleasantness ratings of balanced and unbalanced social situations. *Journal of Personality and Social Psychology, 17*, 11-14.
- Widmer, E.D. (1999). Family contexts as cognitive networks: A structural approach of family relationships. *Personal Relationships, 6*, 487-503.
- Widmer, E.D., & La Farga, L.-A. (1999). Boundedness and connectivity of contemporary families: a case study. *Connections, 22*, 30-36.
- Widmer, E.D., & La Farga, L.-A. (2000). Family networks. A sociometric method to study relationships in families. *Field Methods, 12*, 108-128.
- Wood, B. (1985). Proximity and hierarchy: Orthogonal dimensions of family interconnectedness. *Family Process, 24*, 497-507.
- Wood, B., & Talmon, M. (1983). Family boundaries in transition: A search for alternatives. *Family Process, 22*, 347-357.

Recebido em: 25/04/2007. Aceito em: 10/03/2008.

Autores:

Maycoln Leôni Martins Teodoro – Professor do Programa de Pós-Graduação em Psicologia Clínica, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Brasil.
 Christoph de Oliveira Käppler – Professor e Diretor da Faculdade de Educação Especial, Pädagogische Hochschule (PH) Ludwigsburg/Reutlingen, Alemanha.
 Marimília Rodrigues Lambertucci – Psicóloga. Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil.
 Sylvia Hiromi Oswald – Doutora, Universitaetsklinikum Ulm, Ulm, Alemanha.

Endereço para correspondência:

MAYCOLN L. M. TEODORO
 Rua Itaborai, 152/202
 CEP 90000-000, Porto Alegre, RS, Brasil
 E-mail: mteodoro@unisinos.br