

Escala de Auto-Imagem: Comprovação da Sua Estrutura Fatorial

Valdiney V. Gouveia¹

Universidade Federal da Paraíba

Theodore M. Singelis

Universidade do Estado da Califórnia, USA

Jorge Artur Peçanha de Miranda Coelho

Universidade Federal da Paraíba

Resumo

O presente estudo teve como objetivo adaptar para a população estudantil brasileira a Escala de Auto-Imagem, comprovando sua estrutura fatorial. Participaram 400 jovens provenientes de instituições de ensino médio de três municípios paraibanos. Estes tinham em média 20 anos de idade, sendo a maioria do sexo feminino e solteiros. Suas respostas a este instrumento foram submetidas primeiro a uma análise de Componentes Principais, com rotação *promax* e critério de extração de dois componentes com carga fatorial igual ou superior a $\pm 0,30$. Os resultados apoiaram a presença de dois fatores com *eigenvalue* superior a 1,00, explicando 18,1% da variância total, apresentando consistência interna de 0,52 e 0,54 para a auto-imagem independente e interdependente, respectivamente. Realizou-se posteriormente uma Análise Fatorial Confirmatória para comprovar esta estrutura fatorial, comparando os modelos uni e bifatorial. Este último se mostrou mais adequado [$Dc^2(1) = 92,54$, $p < 0,01$, $GFI = 0,89$, $AGFI = 0,87$], corroborando a teoria em que se fundamentou esta medida. Tais resultados são discutidos à luz dos encontrados em outras culturas.

Palavras-Chave: Independência, Interdependência, Auto-Imagem, Eu.

Self-construal Scale: Corroboration of its Factorial Structure

Abstract

The present study was aimed to adapt the Self-Construal Scale for the Brazilian student population, confirming its factor structure. The participants were 400 high school students from three cities from the State of Paraíba, Brazil. Their mean age was 20 years and most of them were women and single. The answers obtained were first subjected to a principal component analysis, performing the *promax* rotation in which the extraction of two components with factor loading of $\pm .30$ or higher was fixed. The results showed the presence of two factors with eigenvalues higher than 1.00, accounting for 18.1% of the total variance. The alpha coefficients were .52 and .54 for the independent and the interdependent self-construals, respectively. The confirmatory factor analysis was performed to verify this factor structure and to compare the one-factor and two-factor solutions. The later was considered to be more appropriate [$Dc^2(1) = 92.54$, $p < .01$, $GFI = .89$, $AGFI = .87$] and it also corroborated the theory on which this measure was based. These results are discussed considering the findings from other cultures.

Key Words: Independence, Interdependence, Self-Construal, Self.

O tema da auto-imagem não é recente nas Ciências Humanas e Sociais (Kuhn & McPartland,

1951), constituindo um dos aspectos mais centrais destas áreas do conhecimento, a saber: a relação indivíduo-sociedade. Em Psicologia Social, especificamente, recebeu especial ênfase desde a perspectiva do interacionismo simbólico (Manis & Meltzer, 1976) e, a partir dos anos 80, com os estudos sobre o individualismo e o coletivismo (Hofstede, 1984; Triandis, 1994), fez-se mais popular. Embora tenha surgido em meio aos estudos trans-culturais, não tardou em ser

¹ Um resumo do presente estudo foi apresentado no *V Encontro Mineiro de Avaliação Psicológica: Teorização e Prática*, de 22 a 25 de agosto de 2000, Belo Horizonte, MG. Os autores agradecem a colaboração de Severino Barbosa da Silva Filho, Tatiana Cristina Vasconcelos e Fabiana Queiroga no processo de coleta dos dados. Endereço para correspondência: Universidade Federal da Paraíba, CCHLA - Depto. de Psicologia, 58059-900, João Pessoa, PB. E-mail: vgouveia@cchla.ufpb.br.

reconhecido como um construto que diz respeito aos indivíduos ao invés das culturas (Kagitçibasi, 1996; Singelis, 1994; Wang & Mowen, 1997).

O protótipo da auto-imagem independente e interdependente, proposto por Markus e Kitayama (1991), demonstra sua importância e seu poder explicativo em âmbitos diversos como a cognição, a emoção e a motivação. As pesquisas nas quais estes construtos têm sido utilizados como fatores explicativos vão desde o processo de comunicação (Singelis & Brown, 1995), o contágio emocional (Singelis & Sharkey, 1995), a auto-estima (Singelis, Bond, Sharkey & Lai, 1999) e o sentimento de constrangimento (Gouveia, 1998a). Sua comprovada relevância em outros países e a falta de um instrumento no Brasil que seja válido e preciso para medir estes dois tipos de *self* motivaram o presente estudo, que apresenta como objetivo principal adaptar a Escala de Auto-Imagem (Singelis, 1994). Antes de apresentar as provas sobre a adequação desta medida, faz-se necessário conhecer o que se está definindo aqui como auto-imagem, descrever seus atributos principais e a estrutura fatorial teoricamente esperada. Posteriormente também serão indicados seus parâmetros psicométricos obtidos em outros países, o que permitirá uma comparação final.

Conceituação de Auto-imagem

Embora o conceito de auto-imagem pareça tautológico, expressando a percepção que a pessoa tem de si, envolve elementos que necessitam ser diferenciados. Para alguns autores até três tipos principais de auto-imagem podem ser identificados: uma dimensão individualista do eu, reunindo conceitos como independente, autônomo e separado; uma outra denominada coletivista, que acentua as relações entre o indivíduo e a coletividade; e uma terceira dimensão, que recebe o nome de relacional, cujo foco de atenção são os indivíduos entre si (ver Kashima & col., 1995; Triandis, 1989). Não obstante, parece mais parcimoniosa e teoricamente consistente, a clássica definição que prediz dois tipos de auto-imagem, não exatamente expressando conteúdos opostos ou conflitantes: independente e interdependente (Markus & Kitayama, 1991), que também recebem as denominações de autônomo e interdependente (Wang & Mowen, 1997) ou eu privado/individual e eu público/social (Triandis, 1995).

Se bem que os temas auto-conceito e auto-imagem sejam objeto de pesquisa trans cultural (Singelis & Sharkey, 1995; Watkins & col., 1998)

e que os construtos independente e interdependente tenham surgido no cenário dos estudos sobre diferenças culturais em valores e metas do trabalho (Hofstede, 1984), a idéia básica que justifica sua utilidade é considerá-los como características ou atributos pessoais. Previamente, Triandis, Leung, Villareal e Clack (1985) anunciaram as nomenclaturas idiocentrismo e alocentrismo para tratar os aspectos atitudinais da relação indivíduo-sociedade no nível individual de análise, contrapondo-os à conhecida dicotomia de variação cultural individualismo-coletivismo. Não tiveram muito êxito, e postularam uma contraposição entre ambos que logo se mostrou improcedente (Markus & Kitayama, 1991; Schwartz, 1990).

Markus e Kitayama (1991) obtiveram melhor resultado com sua tipologia de independência e interdependência. Reconheceram sua correspondência com os construtos individualismo e coletivismo, respectivamente, e sugerem, por exemplo, que nos países mais individualistas, como os Estados Unidos, as pessoas têm uma auto-imagem predominantemente independente, enquanto que em países como a China, o Japão e aqueles da América do Sul e da África, os quais Hofstede (1984) demonstrou serem coletivistas, uma auto-imagem interdependente seria o padrão mais esperado. Porém, concebem que diferentemente da dimensão deste último autor, seus construtos não são precisamente culturais, sendo influenciados e influenciando aspectos mais psicológicos que antropológicos e sociológicos. Postulam igualmente que não são pólos de uma única dimensão, mas sim duas dimensões ortogonais. Desde sua perspectiva, a qual será adotada aqui, a auto-imagem pode ser concebida como uma constelação de pensamentos, sentimentos e ações, reunidas nas duas dimensões antes citadas, podendo ser descritas nos seguintes termos (Markus & Kitayama, 1991; Singelis, 1994):

Auto-Imagem Independente. Define um *self* delimitado, unitário e estável, que é separado do contexto social, enfatizando qualidades internas, pensamentos e sentimentos; ser único e expressar a si mesmo são orientações-chave. A pessoa que o adota procura promover seus próprios interesses e objetivos; ela é direta e clara na sua comunicação. Quando pensam sobre si, os indivíduos com este tipo de auto-imagem têm como referência suas próprias habilidades, seus atributos internos e suas características; igualmente quando pensam nos

outros consideram mais as características, habilidades e atributos internos e individuais destes do que o contexto social em que estão inseridos, seus papéis sociais e suas relações interpessoais. Uma vez solicitadas a se descreverem, estas pessoas farão afirmativas do tipo: sou inteligente, forte, preguiçoso, esforçado etc. Procurarão evitar mencionar atributos ou características que acentuem o contexto social, o papel desempenhado por cada indivíduo ou a relação deste com os demais.

Auto-Imagem Interdependente. Compreende uma dimensão ou postura flexível, contextualizada e relacional do *self*; enfatiza os feitos públicos, externos, como o *status*, o papel social ou o posto ocupacional da pessoa. As relações interpessoais são utilizadas como referencial para a construção da auto-imagem (sou amigo, um bom companheiro etc.). Compreendem aspectos distinguíveis pertencer a ou identificar-se com um grupo determinado, em geral, estendido (os familiares em geral, os companheiros do trabalho etc.). As pessoas se preocupam em ocupar o seu próprio lugar, engajar-se em atividades apropriadas, ser indiretas na comunicação. Concebem que o *self* individual está atrelado ao dos demais; primam por relacionamentos interpessoais harmoniosos dentro do grupo e tendem a ser atentas aos sentimentos das demais pessoas e aos pensamentos que estas exprimem, ou seja, a “ler o pensamento dos outros”. Se fosse solicitado que a pessoa com este tipo de auto-imagem se descrevesse, ela o faria nos seguintes termos: sou um bom amigo, um filho adorável, alguém que considera os seus. Provavelmente se recusaria a (ou o faria com menor frequência) indicar atributos essencialmente pessoais, denotando algum processo interno ou condição individual.

Como antes comentado, os tipos de auto-imagem independente e interdependente não são incompatíveis. Como observam Markus e Kitayama (1991), embora sirvam para exemplificar os casos típicos das culturas Ocidental e Oriental, respectivamente, em geral as pessoas apresentam aspectos de um e de outro na sua definição do eu. Esta idéia de *self* dual corrobora a coexistência de elementos “individuais” e “sociais” ou “individualistas” e “coletivistas” dentro de uma mesma cultura (Sinha & Tripathi, 1994), processo de socialização (Kagitçibasi, 1994) ou mesmo pessoa, como também reconhecem outros autores (Schwartz, 1990; Triandis, 1995). Uma medida a respeito deveria portanto providenciar duas pontuações, correspondendo a estas dimen-

sões, sendo o perfil do indivíduo traçado em termos da predominância ou não de um destes dois tipos de *self* (ver Singelis, 1994).

Apesar de ter se dado mais atenção à medição do individualismo-coletivismo do que da auto-imagem independente e interdependente no âmbito da Psicologia Social e Cultural (Gouveia & Clemente, 1998), a conceituação e medição destes últimos oferece uma vantagem eminente: não se trata de uma única dimensão (Hofstede, 1984), senão de duas (Singelis, 1994). Neste sentido, insistindo, é possível apresentar concomitantemente estes dois tipos de orientação do *self*. Este aspecto, inclusive sendo consensual, não impediu misturar itens e escalas que avaliam estes construtos, o que poderá ser apreciado a seguir.

Medidas prévias de Auto-imagem

Singelis (1994) considera uma lista de instrumentos que supostamente permitem avaliar a auto-imagem independente e interdependente. Na verdade, o que realmente faz é identificar um conjunto de medidas que originalmente pretendiam avaliar estritamente o individualismo-coletivismo ou o idiocentrismo-alocentrismo (Gouveia & Clemente, 1998). Em lugar de indicar a limitação de sua revisão da literatura, este fato evidencia a escassez de instrumentos de medida sobre estes construtos. Tipologias promissoras, como a proposta por Kagitçibasi (1994) sobre os padrões de socialização familiar ou a defendida por Kim (1994) sobre as facetas do individualismo e coletivismo, carecem de dados empíricos (ver Gouveia, 1998b).

As avaliações de que se têm conhecimento compreendem geralmente classificações de atributos, obtidos através de entrevistas cujos estímulos são frases incompletas começadas com “Eu sou...” (Kuhn & McPartland, 1954). Um exemplo típico é o trabalho de Trafimow, Triandis e Goto (1991). Estes autores solicitaram às pessoas que preenchessem 20 sentenças como a antes indicada, criando a partir das respostas uma pontuação, %S, que indica uma medida de coletivismo ou especificamente de interdependência. Respostas típicas para compor este índice são: “sou um filho” (família), “um católico” (religião), “um residente na Paraíba” (residência comum) e assim por diante. Pontuações mais elevadas indicam máxima interdependência, enquanto as menores são um sinal de independência.

Yamaguchi (1994) propõe uma medida mais sofisticada do *self*. Na realidade, ele pretende me-

dir o coletivismo típico do Oriente, encarnado na idéia de *jinshugi*, que se define por três atributos-chave: a interdependência, a confiança mútua e o respeito pelas relações interpessoais. Seu instrumento se compõe de dez itens (por exemplo, “Mantenho a harmonia no meu grupo”, “As dificuldades me unem mais aos membros do meu grupo”), respondidos numa escala de cinco pontos que indicam a extensão com que descreve o modo de agir do respondente. Embora apresentando consistência interna adequada (a de Cronbach entre 0,77 e 0,88) e validade convergente com três variáveis de personalidade (tendência afiliativa, sensibilidade à rejeição e necessidade de ser único, esta última em sentido contrário), avalia um único componente, não refletindo a compreensão do *self* dual.

Estas duas possibilidades de avaliar os construtos em questão são bastante elementares. Uma alternativa aparentemente mais eficaz foi proposta recentemente por Wang e Mowen (1997). Estes autores procuraram medir o construto autonomia-interdependência, tendo desenvolvido uma escala composta de 60 itens, reduzidos posteriormente a nove, depois de submetê-los a análises fatoriais e de consistência interna. Fixando no primeiro caso o critério de saturação igual ou superior a 0,40, dois fatores foram identificados: independência (composto por cinco itens; por exemplo, “Gosto mais do modo como sou do que como os demais gostariam que eu fosse”, “Sinto-me mais à vontade tendo alguém em quem confiar do que lidar sozinho com os meus problemas”) e limite interpessoal (descrito por quatro itens, que expressam conteúdos como os seguintes: “Tenho minha própria privacidade, que não compartilharia jamais, nem mesmo com minha família”, “Na maioria das vezes, não me envolvo nos problemas das demais pessoas”). Apesar destas duas dimensões, estes autores apresentam um único índice de consistência interna para o conjunto total dos itens desta escala ($\alpha = 0,73$), o que talvez seja justificado pela correlação observada entre ambas as dimensões ($r = 0,28$, $p < 0,05$).

Em resumo, os instrumentos até então existentes para medir as dimensões independente e interdependente são bastante limitados, seja por enfocarem um único aspecto destas orientações (Trafimow, Triandis & Goto, 1991) ou por não reconhecerem a natureza dual destes construtos (Yamaguchi, 1994). Outras medidas destes com-

ponentes da auto-imagem esbarram numa concepção que põe ênfase no conflito vs. harmonia intergrupar (Triandis, McClusker & Hui, 1990) ou na atitude em relação aos diversos endogrupos (família, amigos, vizinhos, etc.) (Hui, 1988). A propósito, se Markus e Kitayama (1991) podem ser reconhecidos como dois dos autores mais importantes na conceituação destes construtos, coube a Singelis (1994) sua operacionalização e medida mais conhecida até o momento (ver também Gouveia & Clemente, 1998). Como antes indicado, o interesse do presente estudo é adaptar a Escala de Auto-Imagem, descrita a seguir.

Escala de Auto-imagem Dual

O objetivo de Singelis (1994), como o próprio autor acentua, foi desenvolver um instrumento breve, de tipo lápis e papel, com baixo custo e máxima praticidade, permitindo a psicólogos e pesquisadores interessados no tema conhecer o conjunto de pensamentos, sentimentos e ações que compõem as auto-imagens independente e interdependente. O processo de sua elaboração e validação na cultura norte-americana é resumido a seguir.

Fonte dos Itens

Singelis (1994) retirou itens de diversos instrumentos prévios (por exemplo, Hui, 1988; Yamaguchi, 1994) e elaborou outros que pudessem contemplar as duas dimensões da auto-imagem antes citadas. Os itens foram escritos e rescritos para serem claros e concisos e para expressar pensamentos, sentimentos e ações vividas pelas pessoas no seu dia-a-dia. Isto permitiu reunir um conjunto inicial de 45 itens, os quais compuseram a primeira versão da escala. Utilizou-se uma escala de resposta de sete pontos, tipo Likert, com os extremos 1 (Discordo Totalmente) e 7 (Concordo Totalmente).

Seleção Final dos Itens

A versão inicial da Escala de Auto-Imagem foi primeiramente aplicada a uma amostra de 364 estudantes universitários, a maioria do sexo feminino (56%), de diferentes contextos étnico-racial (por exemplo, norte-americanos, afro-americanos, caucasianos, etc.). As respostas ao conjunto de 45 itens foram submetidas a uma análise de Componentes Principais, fixando-se dois fatores, como sugeria a teoria (ver Markus & Kitayama, 1991); estabeleceram-se as rotações

varimax e *promax*, nesta ordem. Os itens com carga fatorial igual ou superior a $\pm 0,35$ em um dos dois fatores estimados foram considerados satisfatórios para medir o respectivo construto. A análise de componentes com a segunda rotação mostrou-se mais consistente do que a primeira e, com base nessa, foram selecionados os 24 itens mais adequados (12 por fator) para compor a versão experimental desta medida. Os dois fatores explicaram 25% da variância total, tendo apresentado os seguintes índices de consistência interna (α de Cronbach): 0,73 e 0,69, para as dimensões interdependente e independente, respectivamente. Tais fatores se revelaram ortogonais ($r = 0,04$, $p > 0,05$). Esta estrutura foi definida como a versão final da escala, restando porém comprová-la, oferecendo indicadores de seu ajustamento aos dados.

Validade e Precisão da Escala

Considerando a amostra anterior, foi realizada uma Análise Fatorial Confirmatória (*LISREL 7*), comparando-se os modelos uni e bidimensional. Este se revelou mais satisfatório [$\chi^2(251) = 690,93$, $\chi^2/g.l. = 2,75$, AGFI = 0,82] do que o anterior [$\chi^2(252) = 988,84$, $\chi^2/g.l. = 3,92$, AGFI = 0,73], sendo essa diferença estatisticamente significativa [$Dc^2(1) = 297,91$, $p < .01$]. Para comprovar a ortogonalidade dos fatores do modelo bidimensional, a correlação entre estes foi fixada sucessivamente em 1,00, -1,00 e 0,00. Os χ^2 (Qui-quadrados) resultantes foram comparados com o obtido quando o parâmetro f (correlação entre os fatores) foi estimado livremente. O teste de diferença dos qui-quadrados (Dc^2) indicou que o modelo ortogonal ($f = 0,00$) foi o que melhor se ajustou aos dados, isto é, não se diferenciou daquele estimado livremente [$Dc^2(1) = 1,59$, $p > 0,05$]. Esta diferença foi significativa quando o modelo foi fixado como oblíquo, tanto com $f = 1,00$ [$Dc^2(1) = 137,11$, $p < 0,01$] como com $-1,00$ [$Dc^2(1) = 91,95$, $p < 0,01$].

Informações adicionais sobre sua validade de construto foram também apresentadas por Singelis (1994). Ele dividiu sua amostra em função da orientação étnico-racial, considerando que, como é possível derivar de Markus e Kitayama (1991), seus participantes poderiam ser classificados como apresentando uma auto-imagem predominantemente interdependente (asiáticos americanos) e independente (caucasianos americanos). Isto foi plenamente corroborado ($p < 0,01$); os asiáticos

americanos foram mais interdependentes ($M = 4,91$) do que os caucasianos americanos ($M = 4,37$), uma situação que se inverteu em relação à dimensão independente: 4,55 e 5,14, respectivamente.

A validade preditiva deste instrumento foi igualmente avaliada. Singelis (1994) estimou que a ênfase em atributos situacionais ou no contexto social como explicação do comportamento seria característica de culturas coletivistas, estando portanto associada a auto-imagem interdependente (Markus & Kitayama, 1991). Neste sentido, se a Escala de Auto-Imagem apresentasse validade preditiva, seria esperado que pessoas predominantemente interdependentes (asiáticos americanos) ou com uma pontuação alta na subescala interdependente estariam mais predispostas a atribuir influências à situação como explicação do comportamento. Consistente com esta expectativa, os asiáticos americanos ou aqueles com maior pontuação interdependente tenderam a atribuir mais influência à situação ($M = 4,73$) do que caucasianos americanos ou aqueles com baixa pontuação interdependente ($M = 4,35$). Quando o efeito de interdependência foi controlado, a média de atribuição à situação não diferiu para estes grupos ($M = 4,45$ e $4,71$, respectivamente).

Um segundo estudo com a nova versão da Escala de Auto-Imagem, composta por 24 itens, foi realizado. Considerou-se uma amostra de 165 universitários, com características demográficas similares as dos participantes do estudo anterior. Os resultados corroboraram a presença e ortogonalidade dos dois fatores hipotetizados. Os índices de consistência interna (α de Cronbach) para as duas sub-escalas foram os seguintes: independente = 0,70 e interdependente = 0,74. Embora estas dimensões se correlacionassem diretamente, o coeficiente encontrado não foi estatisticamente significativo ($r = 0,16$, $p > 0,05$). A comparação do modelo unidimensional com o bidimensional indicou ser este mais satisfatório [$\chi^2(251) = 469,16$, $\chi^2/g.l. = 1,87$, AGFI = 0,77] do que o primeiro [$\chi^2(251) = 598,09$, $\chi^2/g.l. = 2,37$, AGFI = 0,69]; esta diferença foi estatisticamente significativa [$Dc^2(1) = 128,93$, $p < 0,01$]. Também foram manipulados os coeficientes de correlação entre as duas dimensões, assumindo plena ortogonalidade ($f = 0,00$) ou total obliquidade ($f = 1,00$ ou $-1,00$). Os resultados reforçaram o es-

tudo anterior, indicando ser mais adequado assumir que independência e interdependência são ortogonais, não se diferenciando da solução com estimação livre do f [$Dc^2(1) = 3,50$, $p > 0,05$]. Esta diferença foi significativa em relação aos modelos oblíquos, tanto com $f = 1,00$ [$Dc^2(1) = 37,43$, $p < 0,01$] como com $-1,00$ [$Dc^2(1) = 70,99$, $p < 0,01$].

Em resumo, embora não reúna os melhores índices de ajustamento (*goodness of fit*), possivelmente devido ao número e diversidade dos itens analisados (Singelis, 1994), esta escala se apresentou satisfatória. Por exemplo, nas duas amostras a razão $c^2/g.l.$ para o modelo livremente estimado esteve abaixo do limite superior aceitável de 5,00 (Byrne, 1989; Saris & Stronkhorst, 1984). Neste sentido, deu-se por concluída a versão final deste instrumento.

Vantagens de utilizar a Escala

Como indicam Singelis e Brown (1995), a auto-imagem é uma variável potencialmente útil porque é multifacetada, dinâmica e sensível a influências situacionais. Diferentemente dos construtos individualismo vs. coletivismo, que descrevem principalmente processos e mudanças culturais no âmbito normativo (consideram valores, atitudes, crenças, etc.; ver, por exemplo, Hofstede, 1984; Triandis, 1995), a auto-imagem se centra em aspectos ou atributos interpessoais, tendo um caráter mais relacional (Kagitçibasi, 1997). Neste sentido, este construto é mais útil para o psicólogo social preocupado em explicar diferenças individuais, evitando o condicionamento temporal a que esteve sujeita a teoria da modernização (Gouveia, 1998b).

Neste contexto, a Escala de Auto-Imagem se apresenta como um instrumento auto-aplicável, que procura medir o conjunto de pensamentos, sentimentos e ações que compõem suas dimensões independente e interdependente. Compreende um instrumento de tipo lápis e papel, permitindo conhecer a auto-imagem de um grande número de pessoas ao mesmo tempo e assegurando um menor gasto de tempo e dinheiro do que seria necessário com outras técnicas (ver, por exemplo, Kuhn & McPartland, 1954). Além do mais, não há problema de imprecisão que ocorre quando se utilizam diferentes entrevistadores, pois a pessoa que os apura não tem que fazer julgamentos subjetivos. Este conjunto de argumentos, somados aos apresentados previamente, animam a proceder a adap-

tação deste instrumento para a população brasileira, processo que é descrito a seguir.

Adaptação Brasileira da Escala de Auto-imagem

Embora os parâmetros psicométricos deste instrumento sejam bem conhecidos em culturas como Estados Unidos (Gouveia & Clemente, 1998), nenhum estudo foi encontrado com amostras latino-americanas, como é o caso do Brasil. Isto sugeriu considerar os seus itens e adaptá-los para esta cultura.

Método

Tradução da Escala

Dois psicólogos bilingües se encarregaram de realizar a tradução da escala da língua inglesa para a portuguesa. Para tanto, sugeriu-se que considerassem a natureza dos construtos a serem medidos e o contexto ao qual a escala seria adaptada. Um terceiro psicólogo brasileiro, familiarizado com o idioma inglês e com formação em cultura espanhola, procurou comparar a versão experimental em português com aquela produzida em espanhol (Gouveia & Clemente, 1998). A comparação destas versões sugeriu pequenas modificações de forma, principalmente para adequar o instrumento à cultura brasileira. Uma cópia desta versão final poderá ser obtida junto aos autores.

Participantes

Participaram do estudo 400 escolares do ensino médio, residentes em três municípios paraibanos: João Pessoa ($N = 155$), Gurinhém ($N = 150$) e Cajazeiras ($N = 95$). A maioria era do sexo feminino (67,3%) e solteiros (69,3%), com uma idade média de 20 anos ($DP = 5,60$; amplitude de 15 a 55 anos).

Instrumentos

Os participantes responderam um questionário constando de quatro partes, das quais unicamente a Escala de Auto-Imagem será tratada aqui. Embora tenham sido acrescentados seis itens à versão original (Singelis, 1994), decidiu-se considerar uma versão *ad hoc* com os seus 24 itens iniciais. Estes foram respondidos em escala de resposta de sete pontos, tipo Likert, com os extremos 1 (Discordo Totalmente) e 7 (Concordo Totalmente). Os itens foram aleatoriamente distribuídos com relação às duas dimensões deste instru-

mento, lembrando: independente (por exemplo, “Gosto de ser único e diferente das outras pessoas em muitos aspectos”, “Faço minhas próprias coisas, independentemente do que pensam as outras pessoas”) e interdependente (por exemplo, “Sacrificarei meu próprio interesse em benefício do grupo em que estou”, “Sinto que meu destino se mistura com o destino daqueles que me rodeiam”).

Procedimento

Os instrumentos foram contrabalanceados e aplicados coletivamente em sala de aula, utilizando-se de um procedimento padrão que consistiu em intervir o mínimo possível, apresentando informações de forma e nunca de conteúdo. Neste sentido, evitaram-se apresentar significados ou idéias pessoais para esclarecer dúvidas; os aplicadores se limitavam a ler em voz alta o item ou a instrução que apresentasse dificuldade de compreensão por parte de algum respondente. Uma média de 25 minutos foi suficiente para finalizar esta atividade.

Análise dos Dados

O pacote estatístico SPSSWIN, versão 9.0, foi utilizado para realizar as análises mais descritivas (medidas de tendência central e dispersão), as correlações e a análise dos Componentes Principais. As análises fatoriais confirmatórias foram realizadas através do programa LISREL, versão 8.12. Resume-se a seguir alguns dos principais indicadores de ajustamento que este apresenta:

- O Qui-quadrado (χ^2). Comprova a probabilidade do modelo se ajustar aos dados. Um valor do χ^2 estatisticamente significativo indica discrepâncias entre os dados e o modelo teórico que está sendo testado. É influenciado pelo tamanho da amostra e assume a multinormalidade do conjunto de variáveis.

- O Índice de Ajustamento (*Goodness-of-Fit Index, GFI*) e o Índice de Ajustamento Ajustado (*Adjusted Goodness-of-Fit Index, AGFI*), que é ponderado em função dos graus de liberdade do modelo com respeito ao número de variáveis consideradas. Assume-se que um *AGFI* de 0,80 ou mais indica que o modelo se ajusta adequadamente aos dados (Rhee, Uleman & Lee, 1996). Estas estatísticas não são influenciadas pelo tamanho da amostra dos participantes (Saris & Stronkhorst, 1984).

- Razão $\chi^2/g.l.$. É considerada um ajustamento subjetivo (Byrne, 1989). Um valor inferior a 5,00 pode ser interpretado como indicando a adequação do modelo teórico para descrever os dados.

- Média Quadrática Residual (*Root Mean Square Residual, RMR*). Baseia-se nos residuais, sendo que um valor próximo a zero significa que o modelo se ajusta aos dados, indicando que todos os residuais se apresentam mais perto deste valor. Considerar-se a *RMR* padronizada; um valor em torno de 0,05 é considerado uma prova da adequação do modelo (Saris & Stronkhorst, 1984).

Resultados

Inicialmente se comprovou a adequação de realizar uma análise fatorial com o conjunto de 24 itens da versão final da Escala de Auto-Imagem. Os indicadores obtidos sugerem uma solução meritória: $KMO = 0,63$; Teste de Esfericidade de Bartlett, $c^2(276) = 884,84$, $p < 0,001$. Neste sentido, seguindo indicação de Singelis (1994), procedeu-se primeiro a uma análise de Componentes Principais; a rotação adotada foi a *promax*, que no estudo de sua elaboração se apresentou mais adequada. Foi fixada a extração de dois componentes. Os resultados desta análise são apresentados nas duas primeiras colunas da Tabela 1.

Na solução inicial até nove componentes foram identificados com *eigenvalue* (valor próprio) igual ou superior a 1,00. Estes explicaram conjuntamente 55% da variância total. Os dois primeiros componentes apresentaram *eigenvalues* de 2,68 e 1,89, explicando 11,2% e 7,9% da variância total, respectivamente. O primeiro deles é identificado como expressando uma auto-imagem independente, como indicam seus três itens com máxima saturação (entre parênteses): “Prefiro ser direto e claro quando lido com pessoas que pouco conheço” (0,55), “Ser capaz de me cuidar é um interesse principal em minha vida” (0,51) e “Comporto-me da mesma maneira esteja com quem esteja” (0,47). O segundo corresponde a uma auto-imagem interdependente: “Frequentemente tenho a sensação de que minha relação com as outras pessoas é mais importante que minhas próprias realizações (0,69), “Sacrificarei meu próprio interesse em benefício do grupo em que estou” (0,54) e “Permanecerei em um grupo se necessita de mim, ainda que não esteja feliz com ele” (0,54).

Embora seja possível reconhecer a estrutura teórica esperada, a comprovação da validade de construto do instrumento em questão necessitaria reunir provas mais consistentes. Neste sentido, procedeu-se a realização de uma Análise Fatorial Confirmatória, tendo como entrada a matriz de

Tabela 1: Seleção final dos itens e cargas fatoriais da EAI (N= 400)

Descrição dos itens	FATORIAL			
	I	II	Lx	IM
Auto-Imagem Independente Cronbach $\alpha = .52$				
09. Prefiro dizer “não” diretamente do que me arriscar a ser mal interpretado.	0,37*	0,02	-0,44u	0,18
18. Dirigir-me às outras pessoas em uma aula (ou uma reunião) não é um problema para mim.	0,31*	-0,08	-0,49u	2,49
10. É importante para mim ter uma grande imaginação.	0,41*	0,05	-0,40u	0,00
15. Sinto-me à-vontade se sou indicado para receber um elogio ou um prêmio.	0,38*	0,01	-0,45u	0,50
29. Comporto-me da mesma maneira em casa e na escola (ou no trabalho).	0,37*	-0,09	-0,73u	0,17
25. Ser capaz de me cuidar é um interesse principal em minha vida.	0,51*	0,26	-0,35u	8,71
20. Comporto-me da mesma maneira esteja com quem esteja.	0,47*	-0,15	-0,98u	0,41
02. Sinto-me mais à vontade tratando a alguém de <i>você</i> , ainda que seja muito mais velho que eu.	0,23	0,13	-0,22	0,39
13. Prefiro ser direto e claro quando lido com pessoas que pouco conheço.	0,55*	-0,02	-0,68u	0,20
01. Gosto de ser único e diferente das outras pessoas em muitos aspectos.	0,14	0,38*	0,01	13,26
27. É muito importante para mim que minha identidade pessoal não dependa das outras pessoas.	0,45*	0,11	-0,40u	0,19
22. Valorizo estar bem de saúde acima de tudo.	0,38*	-0,07	-0,38u	0,25
Auto-Imagem Interdependente Cronbach $\alpha = .54$				
04. Respeito às pessoas de autoridade com as quais mantenho interação.	0,24	-0,14	0,28u	5,09
28. É importante para mim manter a harmonia dentro de meu grupo.	0,30*	-0,25	0,31u	7,52
21. Minha felicidade depende da felicidade dos que me rodeiam.	0,03	-0,40*	0,55u	0,00
19. Ofereceria meu lugar em um ônibus a meu professor (ou meu chefe).	0,13	-0,39*	0,65u	1,29
06. Respeito às pessoas que são modestas.	0,27	-0,03	0,22u	5,03
08. Sacrificaria meu próprio interesse em benefício do grupo em que estou.	0,05	-0,54*	0,76u	2,74
17. Frequentemente tenho a sensação de que a minha relação com as outras pessoas é mais importante que minhas próprias realizações.	-0,10	-0,68*	0,74u	7,83
11. Levaria em consideração o conselho dos meus pais com respeito a meus estudos ou minha profissão.	0,41*	-0,01	0,28u	36,78
26. É importante para mim respeitar as decisões tomadas pelo grupo.	0,18	-0,40*	0,52u	0,01
23. Permanecerei em um grupo se necessita de mim ainda que não esteja feliz com ele.	-0,03	-0,54*	0,70u	2,87
16. Se meu irmão ou minha irmã fracassasse, me sentiria responsável.	-0,05	-0,45*	0,51u	3,26
03. Mesmo quando discordo fortemente dos membros do grupo, evito uma confrontação.	0,10	-0,23	0,38u	0,01

Nota: * Item considerado satisfatório; I = Independência, II = Interdependência; Lx = lambida; IM = Avaliação Psicológica, 2002,1, pp. 49-59

covariâncias; adotou-se o estimador Máxima Verossimilhança (*Maximum Likelihood, ML*). Nas colunas 3 (Lx, Lambda, saturação) e 4 (IM, Índice de Modificação) da Tabela 1 se encontram os principais resultados. Como é possível observar nesta tabela, do conjunto total de itens que formam o instrumento em questão, unicamente os números 1 e 2 não apresentaram saturações estatisticamente diferentes de zero: 0,01 e -0,22, respectivamente ($t < 1,96$, $p > 0,05$); o item 1 apresentou um Índice de Modificação que sugere sua presença em outra dimensão ($IM = 13,26$, $t > 1,96$). Estes dois itens correspondem à subescala independente, cujo Alfa de Cronbach foi de 0,52; a subescala interdependente apresentou um Alfa de Cronbach de 0,54. Este modelo bifatorial apresentou os seguintes índices de ajustamento: $c^2(251) = 572,60$, $p < 0,001$; $c^2 / g.l. = 2,28$; $RMR = 0,06$; $GFI = 0,89$ e $AGFI = 0,87$. Deixando livre o coeficiente Φ (f), constatou-se que os fatores apresentaram uma correlação inversa e estatisticamente diferente de zero ($f = -0,46$, $p < 0,01$).

Estabelecida a estrutura fatorial da Escala de Auto-Imagem, comprovou-se que modelo te-

independente e interdependente. Neste sentido, as três últimas colunas da Tabela 2 comparam os índices de bondade de ajuste da estimação livre com a correlação fatorial fixada em 1,00, -1,00 e 0,00. Os dois primeiros coeficientes produziram resultados idênticos, e estatisticamente inferiores ao do modelo de referência [$Dc^2(1) = 47,54$, $p < 0,01$]; quando o f foi igual a 0,00, a bondade de ajuste foi mais satisfatória que a anterior, porém menos adequada que quando este parâmetro foi estimado livremente [$Dc^2(1) = 24,75$, $p < 0,01$].

Em resumo, confirmou-se a estrutura de um *self* dual, porém suas duas dimensões teóricas, independente e interdependente, não se mostraram ortogonais como sugerido em estudos prévios (Singelis, 1994). Estes resultados são a seguir discutidos.

Discussão

É importante recuperar aqui o objetivo principal deste estudo, a saber: adaptar para a realidade brasileira a Escala de Auto-Imagem (Singelis, 1994). Foi um aspecto animador não ter encontrado na literatura nacional um instrumento que, de

Tabela 2: Comparação dos Modelos Uni e Bifatorial

	c^2	g.l.	p<	Dc^2	p	$c^2/g.l.$	GFI	AGFI	RMR
Comparação dos Modelos									
Modelo unifatorial	620,14	252	0,01	-----		2,46	0,88	0,85	0,07
Modelo bifatorial	572,60	251	0,01	92,54	<0,01	2,28	0,89	0,87	0,07
Modelos Bifatoriais									
Estimação livre do modelo	572,60	251	0,01	-----	-----	2,28	0,89	0,87	0,07
Correlação fixada em 1,0	620,14	252	0,01	47,54	<0,01	2,46	0,88	0,85	0,06
Correlação fixada em -1,0	620,14	252	0,01	47,54	>0,05	2,46	0,88	0,85	0,06
Correlação fixada em 0,0	597,35	252	0,01	24,75	<0,01	2,37	0,89	0,87	0,07

órico se ajusta mais aos dados obtidos. Como no estudo para definição dos parâmetros da versão original deste instrumento, foram comparados primeiro os modelos uni e bifatorial, sendo os resultados apresentados nas duas primeiras linhas da Tabela 2.

O modelo unifatorial se mostrou menos satisfatório [$c^2(252) = 620,14$, $p < 0,001$; $GFI = 0,88$; $AGFI = 0,85$; $RMR = 0,07$] do que o bifatorial [$c^2(251) = 572,60$, $p < 0,001$; $GFI = 0,89$; $AGFI = 0,87$; $RMR = 0,06$], sendo esta diferença estatisticamente significativa [$Dc^2(1) = 92,54$, $p < 0,01$]. Portanto, o modelo bifatorial se apresenta como o mais satisfatório neste contexto, restando comprovar o tipo de relação existente entre os *selfs*

modo objetivo e rápido, permitisse conhecer o tipo de imagem que as pessoas constroem de si mesmas. Os parâmetros psicométricos desta medida, considerando sua extensão (12 itens por subescala), foram também considerados positivamente. Porém, é possível que a principal virtude deste instrumento tenha sido partir de um modelo teórico axiomatizado (Markus & Kitayama, 1991), prática que é recomendada mas nem sempre seguida (ver Pasquali, 1999). O fato de ter considerado jovens estudantes, com uma média de 20 anos de idade, pode ser uma limitação do presente estudo; no entanto, procurou-se diversificar a amostra ao incluir pessoas de diferentes regiões da Paraíba.

Enquanto aos resultados que foram obtidos, o

modelo do *self* dual parece bastante consistente. Como propuseram Markus e Kitayama (1991), existe uma elaboração do *self* independente, com ênfase nas características e nos atributos pessoais, e outra interdependente, que ressalta as relações interpessoais e a harmonia no grupo. Tanto na análise fatorial exploratória (Componentes Principais) como confirmatória (ML) esta estrutura foi identificada, sendo claramente mais satisfatória do que pensar em uma auto-imagem unidimensional. Os índices de consistência interna observados para os fatores independente e interdependente (0,52 e 0,54, respectivamente) foram inferiores aos relatados com amostras dos Estados Unidos (Singelis, 1994; Singelis Sharkey, 1995), Canadá e Japão (Sato & Cameron, 1999), que estiveram próximos de 0,70. Isto não desqualifica o uso deste instrumento no Brasil, porém evidencia a fragilidade de se adaptar medidas elaboradas em outras culturas. Traduzir um instrumento se revela uma tarefa árdua e não sempre recompensadora; no final das contas, compreende-se o significado, porém não se sente o estímulo com a mesma intensidade e sentido que na cultura de origem. Fruto desta situação, encontram-se geralmente baixos índices de consistência interna.

No que se refere a relação entre a auto-imagem independente e interdependente, diferentemente do que encontrou Singelis (1994) no contexto norte-americano, na amostra considerada estes construtos não se mostraram ortogonais (ver também Singelis & Brown, 1995). Como aconteceu na Espanha (Espinosa, 2000), no Brasil estas dimensões se correlacionaram significativamente. Talvez seja uma explicação o padrão cultural destes países, que estão a meio caminho entre a orientação individualista e coletivista (Gouveia, 1998; Hofstede, 1984). No caso do Brasil especificamente, as pessoas dão muita importância às relações interpessoais (Gouveia, 1998b), podendo esta tendência ser percebida como incompatível com (ou oposta a) ter uma vida privada, tomar decisões sem consultar os familiares e amigos, etc. Em qualquer caso, seria interessante comprovar se este padrão de correlação entre estes dois tipos de auto-imagem é extensível a outras amostras brasileiras, especialmente àquelas que teoricamente mais se assemelham a culturas européias ou norte-americanas (por exemplo, cidades do Sul e Sudeste).

A necessidade de desenvolver instrumentos emics parece cada dia mais evidente. Se é certo que 70% da população do planeta apresenta uma

orientação coletivista (Hofstede, 1991), dever-se-ia empreender esforços para contemplar dimensões da elaboração do eu que tivessem em conta esta característica particular. Não obstante, não se deve obviar o que tem sido publicado e partir do nada; o instrumento aqui proposto, além de servir para fins de pesquisa social e diagnóstico no âmbito da clínica, deve inspirar a redação de novos itens que precisam ser específicos da cultura brasileira e que ao mesmo tempo permita contemplar novos desenvolvimentos teóricos sobre este tema.

Finalmente, as pesquisas sobre a auto-imagem deveriam considerar seu potencial para explicar algumas variáveis de relação interpessoal ou orientação social. Poder-se-ia estimar, por exemplo, sua associação com o tipo de relação que as pessoas estabelecem entre si: contratual, complementar e obrigatória (Sinha & Verma, 1987) ou com os interesses que cumprem os valores humanos (Oishi, Schimmack, Diener & Suh, 1998). No âmbito clínico, talvez um primeiro passo seria estabelecer normas diagnósticas; para tanto, novas amostras deveriam ser constituídas, considerando maior diversidade de participantes. Seria possível a partir de então orientar e intervir de modo a privilegiar um tipo específico de auto-imagem que pudesse trazer mais benefícios para as pessoas.

Referências

- Byrne, B.M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer-Verlag.
- Espinosa, P. (2000). *Razonamiento moral y conducta social en el menor*. Tese de Doutorado. Faculdade de Ciências da Educação, Departamento de Psicologia, Universidade da Coruña, Espanha.
- Gouveia, V.V. (1998a). Construcción del self y circunstancias sociales que provocan desconcierto. Trabalho apresentado no *II Congreso Iberoamericano de Psicología*, Madri, Espanha.
- Gouveia, V.V. (1998b). *La naturaleza de los valores descriptores del individualismo y del colectivismo: Una comparación intra e intercultural*. Tese de Doutorado. Departamento de Psicologia Social, Faculdade de Psicologia, Universidade Complutense de Madri, Espanha.
- Gouveia, V.V. & Clemente, M. (1998). *La medida del individualismo y del colectivismo. La investigación en el campo de la psicología transcultural*. A Coruña, Espanha: Editorial de la Universidade de A Coruña.
- Hofstede, G. (1984). *Culture's consequences: International differences in work-related values*. Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- Hofstede, G. (1991). *Cultures and organizations: Software of the mind*. London: McGraw-Hill.

- Hui, C.H. (1988). Measurement of individualism-collectivism. *Journal of Research in Personality, 22*, 17-36.
- Kagitçibasi, Ç. (1994). A critical appraisal of individualism and collectivism: Toward a new formulation. Em U. Kim, H.C. Triandis, Ç. Kagitçibasi, S.-C. Choi & G. Yoon (Eds.), *Individualism and collectivism: Theory, method, and applications* (pp. 52-65). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Kagitçibasi, Ç. (1996). The autonomous-relational self: A new synthesis. *European Psychologist, 1*, 180-186.
- Kagitçibasi, Ç. (1997). Individualism and collectivism. Em J.W. Berry, M.H. Segall & Ç. Kagitçibasi (Eds.), *Handbook of cross-cultural psychology. Social behavior and applications*, vol. 3 (pp. 1-49). Boston: Allyn and Bacon.
- Kashima, Y., Yamaguchi, S., Kim, U., Choi, S. C., Gelfand, M. J. & Yuki, M. (1995). Culture, gender, and self: A perspective from individualism-collectivism research. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*, 925-937.
- Kim, U. (1994). Individualism and collectivism: Conceptual clarification and elaboration. Em U. Kim, H. C. Triandis, Ç. Kagitçibasi, S. C. Choi & G. Yoon (Eds.), *Individualism and collectivism: Theory, methods and applications* (pp. 19-40). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Kuhn, M.H. & McPartland, T.S. (1954). An empirical investigation of self-attitudes. *American Sociological Review, 19*, 68-76.
- Manis, J. G. & Meltzer, B. N. (Eds.) (1976). *Symbolic interaction: A reader in social psychology*, 2nd ed. Boston: Allyn and Bacon.
- Markus, H. R. & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion and motivation. *Psychological Review, 98*, 224-253.
- Oishi, S., Schimmack, U., Diener, E. & Suh, E.M. (1998). The measurement of values and individualism and collectivism. *Personality and Social Psychology Bulletin, 24*, 1177-1189.
- Pasquali, L. (1999). Testes referentes a construto: Teoria e modelo de construção. Em L. Pasquali (Ed.), *Instrumentos psicológicos: Manual prático de elaboração* (pp. 37- 71). Brasília: LabPAM / IBAPP.
- Saris, W. & Stronkhorst, H. (1984). *Causal modelling in nonexperimental research*. Amsterdam: Sociometric Research Foundation.
- Sato, T. & Cameron, J. E. (1999). The relationship
- Schwartz, S.H. (1990). Individualism-collectivism: Critique and proposed refinements. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 21*, 139-157.
- Singelis, T. M. (1994). The measurement of independent and interdependent self-construals. *Personality and Social Psychology Bulletin, 20*, 580-591.
- Singelis, T. M., Bond, M. H., Sharkey, W. F. & Lai, S. Y. (1999). Unpackaging culture's influence on self-esteem and embarrassment: The role of self-construal. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 30*, 315-341.
- Singelis, T.M. & Brown, W.J. (1995). Culture, self, and collectivist communication: Linking culture to individual behavior. *Human Communication Research, 21*, 354-389.
- Singelis, T. M. & Sharkey, W. F. (1995). Culture, self-construal, and embarrassment. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 26*, 622-644.
- Sinha, D. & Tripathi, R.C. (1994). Individualism in a collectivist culture: A case of coexistence of opposites. Em U. Kim, H.C. Triandis, Ç. Kagitçibasi, S.-C. Choi & G. Yoon (Eds.), *Individualism and collectivism: Theory, method, and applications* (pp. 123-136). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Sinha, J.B.P. & Verma, J. (1987). Structure of collectivism. Em Ç. Kagitçibasi (Ed.), *Growth and progress in cross-cultural psychology* (pp. 123-129). Lisse, The Netherlands: Swets & Zeitlinger.
- Trafimow, D., Triandis, H.C. & Goto, S. G. (1991). Some tests of the distinction between the private self and the collective self. *Journal of Personality and Social Psychology, 60*, 649-655.
- Triandis, H. C. (1989). The self and social behavior in differing cultural contexts. *Journal of Personality and Social Psychology, 96*, 506-520.
- Triandis, H. C. (1994). *Cultural and social Behavior*. New York: McGraw-Hill.
- Triandis, H. C. (1995). *Individualism and collectivism*. Boulder, CO: Westview Press.
- Triandis, H.C., Leung, K., Villareal, M.J. & Clack, F.L. (1985). Allocentric versus idiocentric tendencies: Convergent and discriminant validation. *Journal of Research in Personality, 19*, 395-415.
- Triandis, H.C., McCusker, C. & Hui, C.H. (1990). Multimethod probes of individualism and collectivism. *Journal of Personality and Social Psychology, 59*, 1006-1020.
- Wang, C.L. & Mowen, J.C. (1997). The separateness-connectedness self-schema: Scale development and application to message construction. *Psychology & Marketing, 14*, 185-207.
- Watkins, D., Adair, J. Akande, A., Cheng, C., Fleming, J., Gerong, A., Ismail, M., McInerney, D., Lefner, K., Mpofu, E., Regmi, M., Singh-Sengupta, S., Watson, S., Wondimu, H. & Yu, J. (1998). Cultural dimensions, gender, and the nature of self-concept: A fourteen-country study. *International Journal of Psychology, 33*, 17-31.
- Yamaguchi, S. (1994). Collectivism among the Japanese: A perspective from the self. Em U. Kim, H.C. Triandis, Ç. Kagitçibasi, S.-C. Choi & G. Yoon (Eds.), *Individualism and collectivism: Theory, method, and applications* (pp. 175-188). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Recebido em 04/12/2000

Aceito em 03/03/2002

