

# アジアにおける文化的自己観<sup>1)</sup>

— 日本・中国・ベトナムの比較 —

The Views of Self in the Asian Culture:

Differences between Japanese, Chinese, and Vietnamese

高田 利武\*

Toshitake TAKATA

## I. 問 題

文化的自己観とは、「ある文化において歴史的に共有されている自己についての前提」である（北山、1995）。すなわち、諸心理プロセスが、社会的制度や日常的慣習、あるいは意味構造等の文化要素と、歴史的環境の中で互いに生成しあう際（北山・唐沢、1995）、一つの中核となる人間観あるいは「自己」についての前提である。Markus & Kitayama (1991) は、そのような文化的自己観として、「相互独立的自己観」と「相互協調的自己観」を挙げている。前者は、自己を他者から分離した独自の実体として捉えるものであり、西欧とりわけ北アメリカ中産階級に典型的である。他方、後者は、他者と互いに結びついた人間関係の一部として自己を捉える考えで、日本を含むアジアの文化において一般的であるという。この2つの自己観ないし人間観の基本的相違によって、認知、感情、動機づけなどの心理過程は大きく異なり、したがって社会的行動もその相違を反映したものとなる（Kitayama & Markus, 1994）。

文化的自己観は社会的表象であり、必ずしも個人的・認知的表象ではない（北山、1997）。それ故、ある文化に属する個人、例えばアメリカ人全員が一様な相互独立的自己観を持っているという訳では勿論ない。しかしながら、そのような社会的表象が何らかの形で個人の認知に影響を与えることは当然考えられる。そのような観点から、個人の自己スキーマにおける文化的自己観の反映の程度と、その個人差を測定する文化的自己観尺度が、いくつか開発されている。それらは、如何なる個人も認知的表象として相互独立的と相互協調的の2つの自己観を持ち得ると考え、両者の相対的優劣度を測定するものである（高田、1993；Singelis, 1994；木内、1995；高田・大本・清家、1996）<sup>2)</sup>。

個人の自己を巡る諸心理過程の個人間分散は、このような文化的自己観尺度で測定された個

人の自己観の相違を反映していることを示唆する知見が、最近、特定の文化の中で集積されつつある（例えば、上瀬・堀野，1995；清家・高田，1997；Singelis & Sharkey，1995；木内，1996など）。他方、文化的自己観の測定尺度は、比較文化的研究においても有効であろう。尺度の通文化的普遍性を前提とすれば、文化と対応した2つの自己観の様態や、西欧あるいはアジアにおける下位文化間の差異を直接的に確認し得るからである。例えば、文化的自己観尺度の因子構造や平均尺度値は、西欧世界とアジア世界とでは大きく異なっていることを示す知見がある（高田，1997b）。

しかしながら、西欧とアジアの文化を対比的に捉えるMarkus & Kitayama（1991）の理論的枠組みは十分に説得的である一方、彼らの含意するアジア文化の概念は極めて包括的であり、現実には多くの内容をもった特殊文化が存在し、個人の認知体系に反映された文化的自己観にも多くの相違があることも予想される。事実、高田（1996）は、中国人と日本人とでは、尺度の因子構造や相互独立性の程度について、かなりの相違が見られることを見出している。これは、中国人の「個人主義」の強さを強調する論説（松本，1987）とも一致するものである。

本研究は、高田（1996）の中国人に関する知見に、さらにベトナムにおける資料を加え、同じアジアの文化的風土、とりわけ儒教的価値観を共有する（Little & Reed，1989）、中国、ベトナム、日本の3つの文化における文化的自己観の様態を探ることを目的とする。これら3つの文化には、いわゆる地縁、血縁、あるいは社縁を基盤とした相互協調的自己観が優勢なことが首肯される一方で、ベトナム人についても「小商人的しぶとさ、タフさ」（坪井，1994）を強調する論説もあり、独立した主体としての個の意識の弱さが特徴として指摘される日本人の自己のあり方（高田・丹野・渡辺，1987）との間に、一定の差異が見られることも大に示唆される。しかしながら、それについての直接的な実証資料は未だ不十分である。以下、本稿では、文化的自己観の様態の一般的傾向について日本、中国、ベトナムの間の比較を試みるとともに、ベトナム人資料に関しては、その下位文化を構成していると考えられる諸生活環境による個人間差異に関して検討を加えることとする。

## II. 方 法

### 調査対象者

いずれも成人を対象とし、下記の3群からなる。

日本人：以下の4つの対象者群合計1,983名（男1,017、女966名：平均年齢41.0歳）を分析に供した。すなわち、(1)ベトナムおよび中国調査に対応した日本調査の一環として行われた、奈良県桜井市と大阪府門真市における住民調査への回答者514名（男222、女292人：平均年齢42.2歳）、(2)関西および首都圏の公立幼稚園の父母612名（男301、女311名：平均年齢36.8歳）、(3)通信教育成人学生268名（男54、女214名：平均年齢36.8歳）、(4)関西の私立大学学生の父母589名（男440、女149名：平均年齢49.7歳）、の資料を用いた。これらのうち、(1)(4)は郵送調査（回答率はそれぞれ34.8%および50.2%）により、(2)は担任保育者を通じて家庭に配

布・回収し、(3)はスクーリングの際に教室で実施した。なお、(3)(4)は高田（1996）の分析に含まれた資料である。

中国人：高田（1996）で報告した資料と同一である。すなわち、北京、大連、温州、深圳所在の国有企業従業員1,149名（男680、女469名：平均年齢33.3歳）であって<sup>3)</sup>、中国国有企業従業員意識調査の一環として行われたものである。質問票の配布・回収方法や調査対象者の特性については、比較社会変動研究会（1996）を参照されたい。

ベトナム人：ベトナム企業従業員意識調査の一環として行われた。ハノイ市（A～Cの3企業）およびホーチミン市（D～Fの3企業）の国有・私有・民営企業従業員調査（1,587名）、およびハノイ市とホーチミン市で実施した地域調査（500名）での成人回答者合計2,087名のうち、自己観尺度への無効回答者と性別・年齢不詳者を除く、合計2,036名（男897、女1,139名：平均年齢32.6歳）。質問票の配布・回収方法や調査対象者の特性については、比較社会変動研究会（1997）を参照されたい。

#### 測定尺度

ベトナム人および中国人資料：調査票に挿入された10項目からなる短縮版自己観尺度のベトナム語版および中国語訳によった<sup>4)</sup>。これは、改訂版相互独立的一相互協調的自己観尺度（高田ら、1996）に基づくものである。高田ら（1996）の尺度は相互独立性と相互協調性に関する各10項目計20項目からなり、さらに相互独立性は「独断性（6項目）」「個の認識・主張（4項目）」、相互協調性は「評価懸念（4項目）」「他者への親和・順応（6項目）」の下位領域から構成されている。そのうち、「他者への親和・順応」以外の3下位領域については、各下位領域が抽出された因子分析において因子負荷量の高い各2項目ずつを選択し、「他者への親和・順応」に関しては項目内容を勘案して4項目を選択することにより、短縮版の合計10項目が抜粋された。

日本人資料：対象者群(1)以外では改訂版相互独立的一相互協調的自己観尺度20項目を用い、対象者群(1)では、中国語版に対応した日本語版従業員意識調査質問票に含まれた短縮版評定尺度によった<sup>5)</sup>。

### III. 結 果

#### 因子構造

日本、中国、ベトナムの資料毎に、10項目について探索的因子分析（主成分分解、バリマックス回転。因子抽出基準は固有値1以上）を行ったところ<sup>6)</sup>、表1の如き結果を得た。日本人の場合は、大学生を対象とした高田ら（1996）の知見と同様の4因子解が得られ、相互独立性は「個の認識・主張（因子1）」と「独断性（因子4）」、相互協調性は「評価懸念（因子2）」と「他者への親和・順応（因子3）」の各下位領域から構成されていることを示している。これに対して、ベトナム人と中国人に関しては因子構造が異なり、相互協調性は日本人と同様

表1 尺度項目の因子分析結果

項目	日 本				中 国			ベトナム		
	因子1	因子2	因子3	因子4	因子1	因子2	因子3	因子1	因子2	因子3
(10)	.8769				.7752			.7685		
(9)	.8714				.8009			.7923		
(2)		.9000				.8634				.7806
(1)		.8906				.8801				.7350
(5)			.6844				.7743		.7216	
(6)			.6467				.7591		.3591	.3235
(4)			.6635	-.2216		.3696	.2268	.2122	.6207	
(3)	-.3815		.5615			.5256	.2881			
(8)		-.2095		.8140	.7471			.4976	.4463	
(7)	-.2141			.8128	.7042			.7284		
	66.9%				56.9%			52.0%		

- ・.20以下の因子負荷量は記載省略。%は累積寄与率。
- ・各項目の内容は以下のとおりである。
  - (1) 相手は自分のことをどう評価しているかと、他人の視線が気になる。
  - (2) 人が自分をどう思っているかを気にする。
  - (3) 自分の所属集団の仲間と意見が対立することを避ける。
  - (4) 人と意見が対立したとき、相手の意見を受け入れることが多い。
  - (5) 自分がどう感じるかは、自分が一緒にいる人や、自分のいる状況によって決まる。
  - (6) 相手やその場の状況によって、自分の態度や行動を変えることがある。
  - (7) 自分の周りの人が異なった考えを持っていても、自分の信じる場所を守り通す。
  - (8) 自分でいいと思うのなら、他の人が自分の考えを何と言おうと気にしない。
  - (9) 自分の意見をいつもはっきり言う。
  - (10) いつも自信をもって発言し、行動している。

「評価懸念（中国は因子2、ベトナムは因子3）」と「他者への親和・順応（中国は因子3、ベトナムは因子2）」にはほぼ対応した2因子が抽出されているが、相互独立性については「独断性」と「個の認識・主張」の分化が認められない（中国、ベトナムとも因子1）。

さらに、確認的因子分析（LISREL 7）を用いて、これら日本、中国、ベトナム間の因子構造の差を検討した。その結果は表2に示す如くなった。すなわち、各因子を越えた項目間の相関を一切仮定しない場合、 $X^2/df$ 等の各種指標を吟味すると、あてはまりの最もよいモデルは日本の場合は4因子モデルであるのに対し、ベトナムでは3因子モデルである。また、中国の場合は4因子モデルも同様によいあてはまりを示しているものの、やはり3因子モデルの適合度が最も高い。したがって、探索的因子分析で示された因子構造の違いは、ほぼ確認されたと言えよう。

表2 確認的因子分析による各モデルの比較

	$X^2$	$df$	$p$	$X^2/df$	AIC	GFI	AGFI	PMR
日 本								
2 因子モデル	805.70	28	<.001	28.77	749.70	.922	.835	.167
3 因子モデル	454.82	26	<.001	17.49	402.82	.956	.900	.124
4 因子モデル	66.01	23	<.001	2.87	20.01	.994	.983	.045
中 国								
2 因子モデル	109.18	28	<.001	3.90	53.18	.980	.962	.115
3 因子モデル	60.50	26	<.001	2.32	8.50	.990	.997	.088
4 因子モデル	54.15	23	<.001	2.35	8.15	.989	.977	.082
ベトナム								
2 因子モデル	Estimates were not found.							
3 因子モデル	88.15	24	<.001	3.36	40.15	.990	.997	.125
4 因子モデル	86.31	21	<.001	4.11	44.31	.990	.973	.126

一方、各因子に含まれる項目間の内的一貫性を検討するため、各因子毎にCronbachの $\alpha$ 係数を算出したところ、以下のようになった。すなわち、相互独立性（中国：.75、ベトナム：.71）、個の認識・主張（日本：.78）、独断性（日本：.77）、評価懸念（日本：.83、中国：.81、ベトナム：.60）、他者への親和・順応（日本：.66、中国：.67、ベトナム：.63）である。項目数の少ない短縮版としては、全体にほぼ満足すべき値が得られているが、「他者への親和・順応」の項目群とベトナム資料に関してはやや問題が残る。

### 尺度値

相互独立性と相互協調性の程度を比較するべく、ベトナム人、中国人、日本人資料のそれぞれに対して、相互独立性に関する4項目と相互協調性に関する6項目の平均尺度値を算出し、相互独立性および相互協調性得点とした。これらの尺度得点のそれぞれの平均値を示したのが図1、男女別平均値を示したのが表3である。数値は1から7の範囲に分布して中点は4であり、いずれも数値が大であるほどその特性は強い。

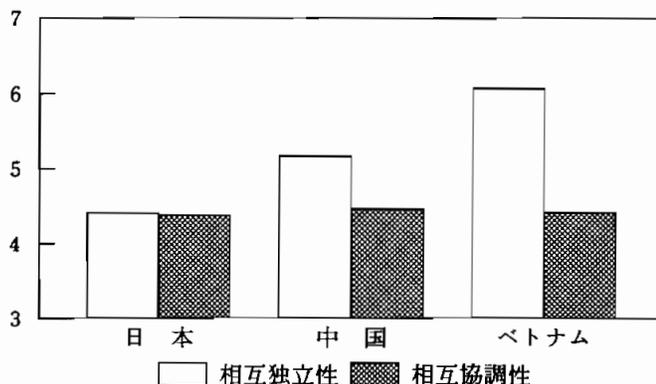


図1 平均尺度値

表3 尺度値の男女別平均値

	相互独立性			相互協調性		
	日本	中国	ベトナム	日本	中国	ベトナム
女性	4.25 (1.00)	5.20 (1.25)	6.11 (1.02)	4.53 (0.85)	4.39 (0.97)	4.49 (1.10)
男性	4.56 (0.95)	5.12 (1.21)	6.03 (1.00)	4.22 (0.88)	4.52 (0.89)	4.32 (1.17)

・ ( ) 内は標準偏差。サンプル数は方法の項を参照。

相互独立性得点と相互協調性得点のそれぞれに対して、3（文化）×2（性）の分散分析を実施したところ、以下のような結果が得られた。相互独立性に関しては、高度に有意な文化の主効果がある（ $F(2,5219)=1277.06$   $p<.0001$ ）。多重比較（Duncan検定）によれば、ベトナム人平均値（6.07;  $sd=1.01$ ）は中国人（5.17;  $sd=1.23$ ）・日本人（4.41;  $sd=0.99$ ）よりも有意に高く、中国人平均値は日本人より有意に高い。他方、相互協調性においては、ベトナム人（4.42;  $sd=1.13$ ）、中国人（4.45;  $sd=0.94$ ）、日本人（4.37;  $sd=0.88$ ）の各平均値間に有意差は見られなかった（ $F(2,5219)=1.54$ ）。また、ベトナム人（ $t(2016)=49.43$   $p<.0001$ ）と中国人（ $t(1164)=15.55$   $p<.0001$ ）では、相互独立性が相互協調性より有意に高いが、日本人では両者間に有意差はない（ $t(2087)=1.51$ ）。

また、相互独立性（ $F(2,5219)=20.58$   $p<.0001$ ）と相互協調性（ $F(2,5219)=18.28$   $p<.0001$ ）の双方で、文化×性の有意な交互作用が見られた。相互独立性に関しては、日本では男性が女性より高いのに対して、中国とベトナムでは男性より女性の方が独立的である。相互協調性については、日本とベトナムでは女性の方が男性より協調的であるが、中国では男性の方が協調的である。

なお、通文化的な質問紙調査の通弊である文化による反応の偏りの効果を統制するため、まず個人内でデータを標準化し、次いで文化内で標準化するというLeung & Bond（1989）により提唱された方法により個人得点の変換を行い、その変換得点に対して検討を加えた。その結果、因子構造と尺度値の双方において、上述の傾向に特段の変化は認められなかった。

### ベトナムにおける下位文化差

高田（1996）は、所属企業、政治的立場、年齢などの要因が、中国人の相互独立性と相互協調性の程度に影響を及ぼしていることを見出している。そこで、ベトナム人資料についても下位文化による相違を検討するため、所属企業、政治的立場、居住地域、出身地方、年齢、の各要因の影響を吟味した。このうち企業別比較は従業員調査、居住地域比較は地域調査の資料にそれぞれ基づき、その他の比較は従業員調査と地域調査資料の双方を込みにして分析した。それらをまとめたのが表4である。

まず、所属企業別に相互独立性－相互協調性の平均値を比較したところ、各平均値とも有意

表4 ベトナムにおける各下位群毎の平均値

	相互独立性	相互協調性
所属企業		
ホーチミンA企業(n=404)	5.88(1.12) <sup>a</sup>	4.35(1.07) <sup>b,c</sup>
B企業(n=192)	6.09(0.99) <sup>b</sup>	4.81(1.15) <sup>a</sup>
C企業(n=187)	5.95(1.29) <sup>a,b</sup>	4.54(1.04) <sup>b</sup>
ハノイ		
D企業(n=355)	6.24(0.94) <sup>c</sup>	4.30(1.21) <sup>b,c</sup>
E企業(n=346)	6.23(0.93) <sup>c</sup>	4.41(1.36) <sup>b,c</sup>
F企業(n=100)	6.20(0.87) <sup>b,c</sup>	4.43(0.95) <sup>b,c</sup>
政治的立場		
共産党員(n=267)	6.27(0.86) <sup>a</sup>	4.21(1.29) <sup>a</sup>
その他(n=1736)	6.03(1.03) <sup>b</sup>	4.45(1.10) <sup>b</sup>
居住地域		
ホーチミン(n=250)	6.05(0.81)	4.61(0.97) <sup>a</sup>
ハノイ(n=250)	5.97(0.96)	4.21(0.96) <sup>b</sup>
出身地方		
北部(n=1062)	6.17(0.94) <sup>a</sup>	4.34(1.18) <sup>a</sup>
南部(n=971)	5.98(1.08) <sup>b</sup>	4.54(1.06) <sup>b</sup>
年齢		
50代以上(n=118)	6.34(0.75) <sup>a</sup>	4.25(1.19)
40代(n=327)	6.11(0.93) <sup>b</sup>	4.39(1.32)
30代(n=699)	6.13(1.00) <sup>b</sup>	4.34(1.12)
20代(n=880)	5.97(1.06) <sup>c</sup>	4.49(1.05)

・ ( ) 内は標準偏差。

・ 相互独立性、相互協調性のそれぞれについて、異なったアルファベットを付した平均値間には5%水準で有意差がある。

差があり（相互独立性： $F(5,1578)=6.90$   $p<.0001$ 、相互協調性： $F(5,1578)=5.65$   $p<.0001$ ）、総じてホーチミンの各企業はハノイの各企業に比して相互独立性は低く（ただし、ホーチミンB企業のみは多重比較でハノイ各企業との有意差はない）、相互協調性は高い（ただし、ホーチミンA企業のみは多重比較でハノイ各企業との有意差はない）。

政治的立場に関しては、共産党員は非党員に比べて、有意に相互独立性は高く（ $t(2001)=3.61$   $p<.0001$ ）、相互協調性は低い（ $t(2002)=3.20$   $p<.0001$ ）傾向がある。このように、共産党員の相互独立性が高いことは、中国共産党員に見られたのと同様の結果である。

居住地域については、南部（ホーチミン市）と北部（ハノイ市）との結果を比較したところ、相互独立性については双方に有意差は見られなかったが（ $t(498)=0.99$ ）、相互協調性に関しては、南部の平均値は北部の平均値より有意に高い（ $t(498)=4.66$   $p<.001$ ）。ホーチミン市において相互協調性が高い傾向は、所属企業比較と一致するものである。

出身地による分析の結果、相互独立性（ $t(2031)=4.17$   $p<.0001$ ）と相互協調性（ $t(2031)=3.92$   $p<.0001$ ）の双方ともに2群間に有意差があり、相互独立性は北部出身者、相互協調性は南部

出身者が他よりそれぞれ高い。斯かる傾向は、企業別、地域別差異と基本的に一致しており、一般にベトナムにおける相互独立性が高い中で、それは特に北部で際立っており、逆に南部では相互協調性が相対的に高い傾向があると言えよう。

年齢の要因に関しては、各年代毎に比較したところ、相互独立性に関しては、各年代間に有意差があり ( $F(3,2020)=6.91$   $p<.0001$ )、年齢とともに上昇する傾向が認められる。相互協調性に関しては、年代間の有意差は見られなかった ( $F(3,2020)=2.20$   $p<.09$ )。このような傾向は、中国人資料で見られた傾向と全く同様である。

#### IV. 考 察

本研究の主要な結果をまとめると、以下のようになろう。

1. 文化的自己観尺度の因子構造において、日本人では相互独立性が「個の認識・主張」と「独断性」の2つの下位因子に分化したのに対して、ベトナム人は中国人と同様に、下位因子への分化が見られなかった。他方、相互協調性に関しては、日本人と同様に中国人・ベトナムの人の双方で「他者への親和・順応」と「評価懸念」の下位因子への分化が見られた。
2. 尺度平均値の比較では、相互協調性において日本、中国、ベトナムの間に有意な差が見られないのに対して、相互協調性では顕著な差が見られ、ベトナム人と中国人の相互独立性は、日本人を遙かに凌ぐことが認められた。さらに、ベトナム人の相互独立性は中国人より有意に高かった。
3. ベトナムにおいても下位文化差が見られ、概してハノイを中心とした北部地方は、ホーチミンを中心とした南部地方よりも、相互独立性が強く相互協調性が弱い傾向が認められた。また、中国と同様に、共産党員は相互独立性が強いと同時に、加齢とともに相互独立性が強まる傾向が見られた。

これらの主要結果について、アジア文化の中での個別文化の相違と、アジア文化における相互独立性の問題を中心として、以下に若干の考察を加える。

##### アジア文化における変動性

因子構造に関して、相互協調性では日本、中国、ベトナムの間に差は見られなかった。すなわち、日本人と同様に中国人とベトナム人でも「他者への親和・順応」と「評価懸念」の下位因子への分化が見られたのである。これは、他者を意識しつつそれへの配慮をもって行動すること（「評価懸念」）は、単に他者との協調を重視すること（「他者への親和・順応」）とは別次元の事柄として突出した認知となっていることが、ここで調査した3つのアジア文化に共通していることを示唆する。

他方、相互独立性については、日本と中国・ベトナムの間には大きな違いが見られた。日本人の結果とは異なり、ベトナム人、中国人の双方とも、「個の認識・主張」と「独断性」の2つの下位因子に分化することはなかったのである。日本文化では、他者とは異なる自分自身を

認識すること（「個の認識・主張」）と、他者に配慮を払うことなく自分の判断に基づいて行動すること（「独断性」）とは異なった次元に属していると受け取られるのに対して、中国とベトナムの文化では、両者は自然に一体化したものとして認識されている可能性が示唆される。

さらに、尺度値に関しても、相互協調性では日本と中国・ベトナム間に差がないのに対して、相互独立性ではベトナム人と中国人、とりわけベトナム人の平均尺度値は、日本人より遙かに高かった。この結果は、日本人に比べてベトナム人と中国人は因子構造の点で欧米人との類似性が高い傾向と一致するものである。他方、ベトナム人の相互独立性は中国人より有意に高かった。さらに、各文化内での相互独立性と相互協調性の差については、ベトナムと中国では前者が後者より有意に高く、日本では差がなかった。これは、一般にアジア文化では相互協調的自己観が優勢であるというMarkus & Kitayama (1991) の主張とは矛盾する傾向である。

この矛盾が測定尺度の不適切さから生じている可能性は勿論ある<sup>9)</sup>。しかしながら、日本人、ベトナム人、カナダ人、オーストラリア人学生の相互独立一相互協調的自己観尺度への反応を検討した研究（高田，1997b）では、確認的因子分析で最もあてはまりがよいのは、日本人では相互独立性と相互協調性の双方が下位因子をもつ4因子モデル、ベトナム人では相互協調性のみ下位因子をもつ3因子モデル、カナダ人とオーストラリア人ではいずれも下位因子をもたない2因子モデルであることが示されている。また、尺度値に関しては、相互独立性ではカナダ人とオーストラリア人はベトナム人より高く、ベトナム人は日本人より高い。相互協調性については、日本人・ベトナム人はカナダ人・オーストラリア人より高かったのである<sup>9)</sup>。

カナダとオーストラリアにおける知見は未だ暫定的なものではあるが、尺度値に関する限り、日本人学生とカナダ人・オーストラリア人学生との有意な差は、相互独立一相互協調的自己観尺度がMarkus & Kitayama (1991) の理論に沿った概念的妥当性をもっていることの証左と言える。したがって、ベトナム人学生の資料でも再現されたベトナム人の相互独立性の高さは、尺度の不備が主たる原因であるとは必ずしも結論づけられないであろう。すなわち、これら学生資料と今回の成人資料を併せると、相互協調性に関してはアジア文化と欧米文化の相違が明確であるのに対し、相互独立性に関しては、中国人とベトナム人の自己観は日本人のそれとは幾分か相違し、欧米文化に共通する部分が含まれている可能性も考えられるのである。

固よりMarkus & Kitayama (1991) の理論は、人間観あるいは個人観という基本的な次元の類似性あるいは対照性に着目することにより、多種多様な文化と個人の心理過程を大別し、それを統一的に理解しようとする枠組みを提供するものであり、その説得性・有用性は言うまでもない。また、社会的表象である文化的自己観と、個人の認知的表象に基づく平均尺度値との単純な一対一対応を期待することも、勿論できない。しかしながら、アジアの中でも儒教文化の伝統を共有する日本、中国、ベトナムの間にも相違が認められたことを考慮すると、Markus & Kitayama (1991) が包括的にアジア文化として捉えている諸文化において、相互独立性と相互協調性に関するかなりの分散が認められる可能性がある。儒教文化圏の中でも今回は取り上げられなかった朝鮮文化に関しては勿論、アジアの諸文化についての実証的検討をさらに進めることが要請される。

## アジア文化における相互独立性

ベトナムにおいても中国と同様に、文化内における幾つかの要因によって相互独立性と相互協調性が異なることが認められた。とりわけ着目すべきは、相互独立性に関する差異である。まず、共産党員は非党員に比べて相互独立性が高いことが見出された。これは中国でも全く同様であった（高田，1996）。また、ベトナム北部の企業従業員や北部出身者の相互独立性が高い傾向も認められたが、ベトナム北部は南部に比べて社会主義体制の持続期間が長期に亘ることを考えると、共産党の価値観と相互独立性の関連がここでも示唆されると言えよう。

これらの知見は、アジア文化における相互独立性とは何か、という問題を提起する。何故ならば、個の独立よりも全体の利益を重視する傾向のある共産党の価値観は、Markus & Kitayama (1991) のいう相互独立的自己観とは、かなり矛盾するからである。この問題を考える際に示唆的な事柄として、中国でもベトナムでも相互独立性が高い者は、現在進行中の経済改革を支持し、政府や共産党の公的見解に沿った態度を表明する傾向が強い、という事実がある（高田，1996；高田，1997 a）。ここから、相互独立性の尺度値の高い者は、その者の属する文化で評価されている価値を追求する傾向が強い、と仮定することができるのではなからうか。

さらに、高齢者ほど相互独立性が高いことは、中国とベトナムに共通して見られただけでなく、日本でも観察される傾向である（高田，1997 c）。この事実もまた、その社会で肯定的に評価されている価値を積極的に表明する傾向が、年齢とともに強まることを示していると解釈することができよう。例えば、日本人の場合、「和を保つことが大切」という相互協調的自己観を反映する事柄を「いつもはっきり言う」傾向は高齢者ほど著しい、と考えられるのである。すなわち、アジア文化——相互協調的自己観の優勢な文化での相互独立性は、Markus & Kitayama (1991) の意味する相互独立的自己観をそのまま現わすものでは必ずしもない可能性に留意すべきであろう。

個人の認知的表象としての相互独立性—相互協調性の尺度値は、その個人の属する文化で優勢な社会的表象を大枠で反映することは確かである。日本人学生の平均尺度値はカナダ人やオーストラリア人学生に比べて、相互独立性が低く相互協調性が高いのはその証左と言える。と同時に、上述の如く尺度値は、その文化で優勢な文化的自己観に規定される部分を含んでいる可能性がある。例えば、共産党員や老人は、相互独立性の強い表明を通じて、相互協調性の更なる強化を行っているのかも知れない。その意味で、相互独立性—相互協調性尺度を通じた比較文化研究には、尺度値の通文化的普遍性の問題に由来する慎重さが求められよう。

以上、日本、中国、ベトナムの3つのアジア文化間と、各文化内における、相互独立性—相互協調性の違いについて検討してきた。これまで論議してきたところによれば、それら相互独立性—相互協調性の変動を十全に理解するには、社会的表象としての文化的自己観が個人の認知的表象としての相互独立性—相互協調性に反映される過程、あるいはそれぞれの表象の相互規定関係を闡明する必要がある。今後の経験的知見の集積と、概念的な検討を期する所以である。

## 引用文献

- 比較社会変動研究会 1996 国際社会の変容と企業組織の展開(1) 社会主義市場経済の深化と社会意識の変貌 —中国「企業改革」下の従業員— 1995年度奈良大学社会学部プロジェクト研究報告書
- 比較社会変動研究会 1997 国際社会の変容と企業組織の展開(2) 資料編 1996年度奈良大学特別研究費Ⅱ合同研究報告書
- 上瀬由美子・堀野 緑 1995 自己認識欲求喚起と自己情報収集行動の心理的背景 —青年期を対象として— 教育心理学研究, 43, 23-31.
- 北山 忍 1995 文化的自己観と心理のプロセス 社会心理学研究, 10, 153-167.
- 北山 忍 1997 文化心理学とは何か 柏木恵子・北山 忍・東 洋(編) 文化心理学：理論と実証 東京大学出版会
- 北山 忍・唐沢真弓 1995 自己：文化心理学的視座 実験社会心理学研究, 35, 133-162.
- Kitayama, S., & Markus, H.R. 1994 *Emotion and Culture*. American Psychological Association.
- 木内亜紀 1995 独立・相互依存的自己理解尺度の作成および信頼性・妥当性の検討 心理学研究, 66, 100-106.
- 木内亜紀 1996 独立・相互依存的自己理解 —文化的影響、およびパーソナリティ特性との関連— 心理学研究, 67, 308-313.
- Leung, K., & Bond, H.M. 1989 On the empirical identification of dimensions of cross-cultural comparisons. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 20, 133-151.
- Little, R., & Read, W. 1989 *The Confucial Renaissance*. Sedney: Federation Press. (リトル, R.・リード, W. 池田俊一(訳) 1989 儒教ルネッサンス サイマル出版会)
- Markus, H.R., & Kitayama, S. 1991 Culture and the self: Implications for cognition, motivation, and emotion. *Psychological Review*, 98, 224-253.
- 松本一男 1987 中国人と日本人 —中国を深く理解する— サイマル出版会
- 清家美紀・高田利武 1997 文化的自己観と自己査定行動 —日本文化における検討— 社会心理学研究, 13, 23-32.
- Singelis, T.M. 1994 The measurement of independent and interdependent self-construals. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20, 580-591.
- Singelis, T.M., & Sharkey, W.F. 1995 Culture, self-construal, and embarrassment. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 26, 622-644.
- 高田利武 1993 青年の自己概念形成と社会的比較 —日本人大学生にみられる特徴— 教育心理学研究, 41, 399-348.
- 高田利武 1996 中国における文化的自己観と企業改革・従業員意識 比較社会変動研究会 国際社会の変容と企業組織の展開(1) 社会主義市場経済の深化と社会意識の変貌 —中国「企業改革」下の従業員— 1995年度奈良大学社会学部プロジェクト研究報告書 Pp. 73-83.
- 高田利武 1997 a 文化的自己観と企業改革・従業員意識 —ベトナムの場合— 比較社会変動研究会 国際社会の変容と企業組織の展開(2) 分析編 1996年度奈良大学特別研究費Ⅱ合同研究報告書(印刷中)
- 高田利武 1997 b 相互独立性—相互協調性尺度の概念的妥当性の検討 未発表資料
- 高田利武 1997 c 相互独立性—相互協調性の発達の变化 —成人から高齢者にかけての変化— 未発表資料
- 高田利武・大本美千恵・清家美紀 1996 相互独立的—相互協調的自己観尺度(改訂版)の作成 奈良大学紀要, 24, 157-173.
- 高田利武・丹野義彦・渡辺孝憲 1987 自己形成の心理学 —青年期のアイデンティティとその障害— 川島書店
- 坪井善明 1994 ヴェトナム —「豊かさ」への夜明け— 岩波新書

注

- 1) 本稿は平成8年度奈良大学特別研究Ⅱ「社会意識の国際比較分析(研究代表者: 斉藤友理子講師)」に基づくものである。また、結果の一部は日本グループ・ダイナミックス学会第23回大会・アジア社会心理学会第2回大会合同学会において報告された。
- 2) 社会的表象としての文化的自己観と、個人の自己スキーマに関する概念を区分するため、本稿では後者については相互協調性-相互独立性の呼称を用いる。
- 3) 高田(1996)の報告より被験者が減衰しているのは、年齢不詳者を分析から除いたためである。
- 4) 中国語版については再邦訳により内容の等質性は確認された。一方、ベトナム語版については、翻訳を再検討したところ、1項目(集団内の仲間との意見の対立を避ける)の訳が不適切で、回答分布に偏りが見られるために、以後の分析ではこれを除去した。なお、該項目以外にも反応分布の偏りが著しい項目が3つ見られたが、翻訳に特段の問題は見られず、また別途実施したベトナム人大学生に対する調査の結果をも勘案し、分析に含めることは差し支えないと判断した。
- 5) 対象者群(1)を除く日本人資料に関しては、短縮版と同じ10項目のみを用いて分析した。また、20項目原尺度では7段階評定を用いる。一方、短縮版尺度は5段階評定を用いる。そのため、短縮版尺度の5段階評定値は、7段階評定値に換算して処理した。
- 6) 前述の如く、ベトナム人資料のみは9項目である。また、日本と中国についてベトナムと同様の9項目のみを用いた分析を実施した場合も、本文で述べた結果の全体傾向に何等の変化も認められなかった。
- 7) 今回分析した日本人対象者群のうち、高田(1996)に含まれた(3)(4)群を除いた(1)(2)群のみを独立に分析した場合も4因子解が得られた。
- 8) 後述するベトナム人学生の結果に比べて、ベトナム人成人の相互独立性の平均尺度値が著しく高いことは、成人資料に何らかに測定上の問題が含まれている可能性を示唆する。しかしながら、相互協調性の平均尺度値では、斯かる学生と成人の著しい相違はない。したがって、成人資料において一般的な反応の偏りがあるとは言えない。いずれにせよ、ベトナム人成人の相互独立性の尺度値に関しては、さらに今後の検討を要するであろう。
- 9) それぞれの平均値は下表の如くである。なお、カナダ人およびオーストラリア人資料の収集は、Dr. Steve Heine (University of Pennsylvania) およびDr. Emiko Kashima (Swinburne University of Technology) の尽力に依るところが大きい。記して深甚の謝意を表する次第である。

	カナダ人 (n=165)	オーストラリア人 (n=123)	ベトナム人 (n=300)	日本人 (n=700)
相互独立性	4.97 <sup>a</sup> (0.71)	5.05 <sup>a,b</sup> (0.73)	4.83 <sup>a,b</sup> (0.70)	4.46 <sup>c</sup> (0.82)
相互協調性	4.55 <sup>a</sup> (0.75)	4.68 <sup>a</sup> (0.75)	4.82 <sup>b</sup> (0.60)	4.85 <sup>b</sup> (0.77)

・ ( ) 内は標準偏差

・ 異なったアルファベットを付した平均値間には5%水準で有意差がある(Duncan法)。

### Summary

Based on the theory of Markus & Kitayama's (1991) independent and interdependent construal of self, a scale for measuring individual differences in terms of "view of self" was developed, and administered to the Japanese, Chinese, and Vietnamese adult participants. A remarkable difference was found among these three groups although they share common Asian cultural background. Japanese distinguished 'dogmatism' from 'individuality' in the case of the independent construal. On the contrary, Chinese and Vietnamese did not regard these two components as discriminable. Furthermore, Vietnamese and Chinese tended to be more independent than Japanese and Vietnamese are more independent than Chinese. On the other hand, no significant differences were found for the interdependent construal.