

日本語版 Dysfunctional Attitude Scale Form-A (DAS-A) 作成の試み —バイリンガル再検査法による原語版との等価性—

中京大学心理学研究科 西山 佳子^{注1}
中京大学心理学部 坂井 誠^{注2}

A validation study of the Dysfunctional Attitude Scale Form-A (DAS-A) in Japan: Bilingual study

NISHIYAMA, Yoshiko (Graduate School of Psychology, Chukyo University)
SAKAI, Makoto (School of Psychology, Chukyo University)

The purpose of this study is to examine the equivalence between the Dysfunctional Attitude Scale Form-A (DAS-A) original (English) version and the translated Japanese version of the DAS-A by Nishiyama (2005a). The method was test-retest procedure with group of bilinguals. Twenty-eight bilinguals administered the original version of DAS-A and the Japanese version of DAS-A with the average interval of 66days. The participants were recruited under the condition that they had experience of living in the English-speaking area more than 1 year before they turned 15 years old. Although this condition made very difficult to collect participants to this study, 75% of the participants met the requirement. Results showed high test-retest correlation between the original version of the DAS-A and the Japanese version of the DAS-A that meant the equivalence of 2 versions of DAS-A was high as a psychological measure. However, each item comparison indicated that a few items were under the consideration of being revised.

Key words: the Dysfunctional Attitude Scale, Bilingual study, test-retest correlation

はじめに

1. バイリンガルスタディー

外国語で開発された質問紙を日本人を対象に使用する場合、原語版の質問紙を日本語に翻訳する必要がある。翻訳作業という手間がかかっても、外国語で作成された質問紙を使う利点として Cheung (1985) は、開発された国で収集されたデータを活用できる点と文化や言語の違いによって人々が示す特徴の違いを比較することができる点を挙げている。しかし、翻訳した質問紙を使用する際には原語版との等価性が保障されていなければならない (田中, 1995)。翻訳された質問紙と、原語版の質問紙の等価性を保証する方法には、バックトランスレーションと原語版の言語と翻訳版の言語を使いこなすバイ

リンガルから協力を得て、原語版と翻訳版双方に回答を求めるバイリンガルスタディーがある (Savasir & Erol, 1990)。

今までも多くのバイリンガルスタディーは実施されている。例えば、Minnesota Multiphasic Personality Inventory (MMPI) では原語版 (英語) と中国語 (Cheung, 1985)、原語版とトルコ語 (Savasir & Erol, 1990)、原語版と日本語 (田中, 1995) など、さまざまな言語版との比較、the revised NEO personality inventory (NEO-PI-R) の原語版 (英語) と中国語版の比較 (Wu, Lindsted, Tsai & Lee, 2007)、Beck Depression inventory-II (BDI-II) の原語版 (英語) とスペイン語版との比較 (Wiebe & Penley, 2005) などである。これらの研究で、バイリンガルスタディーは原語版と翻訳版が等価であることを再検査法を用いて検討する方法として採用されている。

筆者は、Beck が提唱した認知理論に基づき、

注1 Lucky_yoshiko@hotmail.com

注2 Saka-ms@lets.chukyo-u.ac.jp

“Beckの研究の中で考えられた、抑うつ患者の独特な認知の基調をなしている共通の仮説を同定することを目的とした筆記式の測定器具” (Weissman, 1979, p. 2. 筆者訳) として Weissman が開発した Dysfunctional Attitude Study Form-A (DAS-A) をバックトランスレーションを通して日本語版を作成した (2005)。現在までに、DAS-A は多くの言語に翻訳されているが (eg., Sahin & Sahin, 1992; Ohrt & Thorell, 1998; Chioqueta & Stiles, 2004), バイリンガルスタディーは実施されていない。そこで、本研究では筆者が翻訳した DAS-A について、DAS-A の原語版の言語、英語と筆者が翻訳した日本語に堪能なバイリンガルを対象にバイリンガルスタディーを実施し、原語版と日本語版の等価性を検討する。

2. 研究協力者の選定

バイリンガルスタディーを実施するには、英語と日本語に堪能なバイリンガルに協力を求める必要がある。田中 (1995) は、MMPI の新日本版開発後、バイリンガルスタディーを実施したが、そこで定義したバイリンガルとは“英語圏での生活を1年以上送った経験を有する15歳以上のひと” (田中, 1995, pp. 2) であった。

英語圏での平均滞在期間は12カ月から324カ月までの245名を対象にしたが、原語版では最初に原語版に回答した場合に高得点を取るという順序差が発生したのに対し、日本語版ではそのような順序差が見られなかった。この結果について田中は“(本研究の被験者)の多くは後から英語を学んだ Compound bilingual であるから、英語よりも日本語のほうが理解しやすいに違いない” (pp. 24) と述べている。協力者の英語能力が十分でなかった可能性が示唆されたのである。

本研究では研究協力者の英語能力を統制するため、協力者募集に際し「英語圏での生活を15歳未満で開始し、1年間以上の滞在期間を過ごした人」という厳しい条件をつけた。その理由は、第2言語を獲得する際、15歳未満で第2言語圏での生活を始めた場合と15歳以降で開始した場合とでは、第2言語を使用する能力に差が出る (Johnson & Newport, 1989) ためである。

方法

1. 協力者

研究協力者は、筆者の知人、または知人を通して紹介された、英語圏での生活経験があり、英語と日本語両方に堪能なバイリンガル男性12名、女性23名であった。うち男性10名 (平均年齢28.0, SD 12.41), 女性18名 (平均年齢35.22, SD 6.49), 合計28名から原語版と日本語版の両方の回答が得られ、これが本研究の有効回答数である。

前述の通り、本研究では研究協力者選定に条件をつけたが、本研究協力者28名のうち、上記の条件を満たす者は28名中21名であった。条件を満たす21名の英語圏での生活経験は平均8.29年 (7.10) であった。残りの7名は外資系企業社員、通訳など日常生活で英語を使用する者であり、英語圏での生活経験は平均4.00年 (SD 3.96) であった。

2. 尺度

DAS-A は40項目で構成され、各項目について1 (I completely agree, まったく同感だ) から7 (I completely disagree, まったく同感しない) の7件法で回答し、その回答内容により1~7点と採点される。回答内容が適応的であった場合、各項目の得点は低くなり、最も適応的 (adaptive) とされる場合は1点を獲得する。反対に回答が不適応的であった場合、各項目の得点は高くなり、最も不適応的とされる場合は7点を獲得する (Weissman, 1979)。40項目中30項目が非適応的な内容であり、10項目が適応的な内容である。被験者は全ての項目に回答することを前提とするが、回答が無かった項目は0点と採点する。被験者が全ての項目に答えた場合、得点は最低点が40点、最高点が280点となる。

本研究では原語版 (英語版) として Measures for clinical practice: a source book volume 2 3rd ed. (Weissman, 2000) および Measures for clinical practice: A sourcebook volume 2 adults 2nd ed. (Weissman, 1994) を用いた。

日本語版は西山 (2005a) がバックトランスレーションしたものを用いた。

3. 手続き

DAS-A の原語版 (英語版) と日本語版 DAS-A を、それぞれ1回ずつ合計2回の回答を求めた。順

序効果を排除するため、1回目に原語版に回答し、2回目に日本語版に回答する群 (E-J 群)、1回目に日本語版に回答し、2回目に原語版に回答する群 (J-E 群) に分け、回答を得た。

実施方法は郵送法で、2回の検査の間隔を統制することは不可能であったが、6~8週間の間隔を挟むことを目標とした。協力者が調査冊子のフェイスシートに記入した、初回の回答日から35日後に2回目の冊子を郵送した。結果として初回と2回目の間隔の長短は様々で、平均 62.61 日 (SD 22.64)、最短 36 日、最長 123 日であった。

結果

本研究では、再検査法を用いて日本語版 DAS-A の原語版との等価性を検討した。まず、英語圏での生活開始時期の違い、および性差による違いの有無を検討し、分析方法と分析対象範囲を決め、その後、DAS-A 原語版と日本語版で総得点比較し、次に西山 (2005a) によって示された日本語版 DAS-A の 3 因子について原語版と日本語版の比較した。さらに、DAS-A 全項目についても原語版と日本語版を比較した。データ解析には SPSS for Windows 13.0.1J を用いた。

1回目に原語版に回答し、2回目に日本語版に回答する群 (E-J 群) は 16 名、1回目に日本語版に回答し、2回目に原語版に回答する群 (J-E 群) は 12 名であった。E-J 群には男性 7 名 (平均年齢 28.43, SD 13.46)、女性 9 名 (平均年齢 37.00, SD 5.52) が含まれ、J-E 群には男性 3 名 (平均年齢 27.00, SD 12.12)、女性 9 名 (平均年齢 33.44, SD 7.20) が含まれた。

1. 協力者の英語圏滞在時期の違いによる検討

本研究では 15 歳未満で英語圏生活を始めた人を募集したが、その条件に当てはまらない人からも回

答を得た。そこで、条件を満たす群と満たさない群とで DAS-A 原語版と日本語版の総得点に差があるか検討するため、*t* 検定を実施し、その結果を Table 1 に示した。DAS-A 原語版と日本語版の総得点において、条件を満たす群と満たさない群とでは、平均点に差がなかった (原語版: $t(26)=0.97$, n.s., 日本語版 $t(26)=1.17$, n.s.)。

研究協力者の英語および日本語の言語能力を確認するため、ここでは更に DAS-A の下位尺度 (因子) と項目についても比較した。西山は日本語版 DAS-A 作成時、探索的因子分析により日本語版 DAS-A の 3 因子を示した。第一因子「能力の評価」、第二因子「他者評価への依存」、第 3 因子「幸福の評価」である。

結果は、原語版、日本語版ともに 3 因子とも条件を満たす群と満たさない群間に統計的有意差は無かった (原語版: 第一因子: $t(26)=1.40$, n.s., 第 2 因子 ($t(26)=0.70$, n.s.), 第 3 因子 ($t(26)=0.17$, n.s.), 日本語版: 第一因子: $t(26)=0.96$, n.s., 第 2 因子 ($t(26)=1.26$, n.s.), 第 3 因子 ($t(26)=0.81$, n.s.))。すなわち、下位尺度でも差はなかった。

さらに、項目別にみると、原語版で項目番号 27 のみ統計的有意差が認められた ($t(25.86)=2.17$, $p<.05$) が、他の項目では統計的有意差は無かった。日本語版では、5 項目 (項目番号 4 ($t(26)=2.23$), 12 ($t(26)=2.41$), 30 ($t(26)=2.12$), 31 ($t(26)=2.22$), 35 ($t(26)=2.12$), いずれも $p<.05$) であった。

これらの結果から、15 歳以降で英語圏生活を始めたという条件を満たさない 7 名は、条件を満たす 21 名と英語能力には差が無いと考えられる。よって本研究では条件を満たさない場合でも分析の対象とし、これ以降の分析を実施した。

2. 性差の検討

E-J 群, J-E 群それぞれにおいて、言語と性別に

Table 1 15 歳未満で英語圏での生活を始めた条件を満たす群と満たさない群による DAS-A 原語版と日本語版の総得点の違い

		n	平均得点 (SD)	t 値
原語版	条件を満たす群	21	117.19 (23.73)	.97 n.s.
	条件を満たさない群	7	127.14 (23.25)	
日本語版	条件を満たす群	21	107.57 (19.41)	1.17 n.s.
	条件を満たさない群	7	117.57 (20.05)	

Note. DAS-A=Dysfunctional Attitude Scale Form-A.

よる平均の違いがあるか否か検討するため split-plot ANOVA (Analysis of Variance) を実施し、その結果を Table 2 に示した。実施順序に関わらず、DAS-A 原語版、日本語版ともに統計的有意差は言語によっても性別によっても無く、言語と性差の交互作用も無かった。性差が無いのは先行研究結果と一致している (Dozois, Covin & Brinker, 2003 ; 西山, 2005a)。

先行研究では性差の検討を DAS-A 総得点で行っているため (Weissman, 1979; Dozois, Covin & Brinker, 2003), 本研究でも性差の検討は DAS-A 総得点でのみ行った。この結果を受けて、女性と男性の調査結果を足し合わせて、これ以降の分析を実施した。

3. 原語版と日本語版の総得点比較

DAS-A 原語版と日本語版の総得点について、実施順別に平均値を比較し、原語版と日本語版の相関係数を算出し、その結果を Table 3 に示した。E-J 群, J-E 群ともに原語版, 日本語版の総得点に統計的有意差は無かった。また、E-J 群の初回調査 (原語版) と 2 回目調査 (日本語版) の相関係数は .75, J-E 群の初回調査 (日本語版) と 2 回目調査 (原語

版) の相関係数は .87 と高い相関関係を示した。

これは、Weissman (1979) が DAS-A 開発時、大学生を対象に原語版を 2 回実施した結果 ($r=.84$), Cane, Olinger, Gotlib & Kuiper (1986) がカナダの大学生を対象に原語版を 2 回実施した結果 ($r=.84$), 日本語版を二回実施した際の結果 $r=.88$ (西山, 2005a) に匹敵する結果であった。

4. 原語版と日本語版の下位尺度比較

次に、DAS-A 原語版と日本語版における西山 (2005a) の 3 因子について相関関係を検討した。

相関係数は E-J 群, J-E 群それぞれについて算出し、その結果を Table 4 に示した。第一因子, 第二因子ともに E-J 群, J-E 群で高い相関関係を示し、第 3 因子も J-E 群では高い相関関係を示した。しかし、E-J 群の第 3 因子の相関関係が .41 と低めであり、かつ統計的有意ではなく有意傾向を示すにとどまった。

5. 原語版と日本語版の項目比較

DAS-A40 項目得点の平均値について、原語版と日本語版を実施順による群別に比較した結果を Table 5 に示した。分析方法は split-plot ANOVA

Table 2 DAS-A 原語版と日本語版の総得点を実施順序別にみた言語と性別による平均値の比較

実施 順序	言 語	平均得点 (SD)				F 値		
		性 別		言 語	性 別	言語×性別		
		女 性	n				男 性	n
1	原語版	126.56 (25.40)	9	114.71 (19.03)	7	0.30 n.s.	0.76 n.s.	1.36 n.s.
	日本語版	108.56 (18.66)	9	117.33 (17.62)	3			
2	原語版	114.67 (23.74)	9	125.67 (33.50)	3	0.48 n.s.	1.75 n.s.	3.60 +
	日本語版	119.89 (21.65)	9	96.293 (12.53)	7			

Note. DAS-A=Dysfunctional Attitude Scale Form-A.

+ $p<.01$

Table 3 DAS-A 原語版と日本語版の実施順別にみた平均値の比較と相関係数

実施順序		平均得点 (SD)	n	t 値	相関係数
1	原語版	121.38 (22.93)	16	.89 n.s.	.75**
2	日本語版	109.63 (21.32)	16		
1	日本語版	110.75 (18.04)	12	1.38 n.s.	.87**
2	原語版	117.42 (25.28)	12		

Note. N=28, DAS-A=Dysfunctional Attitude Scale Form-A.

** $p<.01$

Table 4 DAS-A 原語版と日本語版の実施順別にみた平均値の比較と相関係数

群	下位尺度：下位尺度名称	相関係数
E-J (n=16)	Factor 1：能力の評価	.71**
	Factor 2：他者評価への依存	.61*
	Factor 3：幸福の評価	.44 ⁺
J-E (n=12)	Factor 1：能力の評価	.75**
	Factor 2：他者評価への依存	.71**
	Factor 3：幸福の評価	.83**

Note. E-J=原語版を初回，日本語版を2回目に実施した群，J-E=日本語版を初回，原語版を2回目に実施した群
DAS-A=Dysfunctional Attitude Scale Form-A.

** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

Table 5 DAS-A 原語版と日本語版の項目得点の実施順別にみた平均値とF値

項目番号	群	平均点 (SD)		F 値		
		原語版	日本語版	言語	実施順序	言語×実施順序
1	E-J	2.38 (1.46)	2.06 (1.06)	.50	.05	.11
	J-E	2.25 (1.06)	2.42 (1.38)			
2	E-J	2.25 (1.57)	1.50 (0.63)	6.27*	.10	.88
	J-E	1.33 (0.49)	1.92 (0.67)			
3	E-J	3.81 (1.68)	3.50 (1.27)	.16	.16	2.12
	J-E	3.08 (1.08)	3.08 (1.68)			
4	E-J	3.31 (1.85)	2.94 (1.18)	.40	.06	1.59
	J-E	2.50 (1.24)	2.67 (1.97)			
5	E-J	2.06 (1.34)	2.56 (1.21)	2.15	.09	5.17*
	J-E	1.83 (0.58)	1.50 (0.67)			
6	E-J	2.63 (2.03)	2.06 (1.61)	1.57	.00	.01
	J-E	2.00 (1.04)	2.58 (1.83)			
7	E-J	2.56 (1.50)	2.06 (1.24)	3.82 ⁺	.33	.08
	J-E	1.75 (10.6)	2.67 (1.50)			
8	E-J	1.88 (1.31)	1.75 (1.00)	.22	.76	.55
	J-E	2.25 (1.14)	1.83 (1.12)			
9	E-J	1.63 (1.26)	2.25 (1.29)	.78	2.04	.04
	J-E	1.83 (0.84)	2.00 (0.95)			
10	E-J	1.38 (0.81)	1.63 (0.96)	.75	.03	.00
	J-E	1.58 (1.08)	1.42 (0.67)			
11	E-J	2.56 (1.93)	2.06 (0.85)	.81	.41	6.96*
	J-E	1.42 (0.52)	1.50 (0.67)			
12	E-J	1.94 (0.57)	2.50 (1.16)	4.40*	.10	.58
	J-E	2.25 (0.87)	1.83 (0.72)			
13	E-J	1.88 (1.03)	1.50 (0.52)	1.28	.19	.37
	J-E	1.75 (0.97)	1.92 (1.00)			

項目番号	群	平均点 (SD)		F 値		
		原語版	日本語版	言語	実施順序	言語×実施順序
14	E-J	1.75 (0.86)	2.00 (0.97)	.04	.91	6.12*
	J-E	1.25 (0.62)	1.42 (0.67)			
15	E-J	1.88 (1.31)	1.94 (1.39)	.14	.30	.24
	J-E	1.92 (1.38)	2.25 (1.22)			
16	E-J	2.25 (1.61)	1.94 (1.34)	1.38	.13	.09
	J-E	1.92 (1.24)	2.50 (1.38)			
17	E-J	2.06 (1.48)	1.69 (0.70)	.11	.75	.02
	J-E	1.92 (1.08)	1.75 (1.22)			
18	E-J	3.75 (1.24)	1.81 (0.91)	37.88***	.12	.43
	J-E	1.92 (0.79)	4.08 (1.83)			
19	E-J	2.69 (1.70)	2.63 (1.46)	.01	.06	.54
	J-E	3.08 (2.07)	2.92 (1.73)			
20	E-J	3.50 (2.16)	3.38 (1.59)	.00	.09	.02
	J-E	3.58 (1.44)	3.42 (1.78)			
21	E-J	4.19 (1.91)	2.5 (1.46)	5.26*	1.55	.14
	J-E	2.92 (1.73)	3.42 (1.98)			
22	E-J	4.00 (1.75)	3.75 (1.73)	.64	.07	.39
	J-E	3.92 (1.73)	4.42 (1.73)			
23	E-J	4.13 (1.46)	2.50 (1.51)	8.41**	.87	1.76
	J-E	2.33 (1.56)	3.17 (1.80)			
24	E-J	3.81 (1.72)	2.75 (1.48)	4.86*	.41	1.72
	J-E	2.50 (1.08)	3.08 (0.90)			
25	E-J	4.69 (1.54)	3.00 (1.21)	5.72*	3.15 ⁺	.56
	J-E	3.42 (1.68)	3.67 (1.61)			
26	E-J	1.63 (0.96)	1.44 (0.63)	.02	.85	.56
	J-E	1.83 (1.19)	1.58 (0.67)			
27	E-J	5.13 (1.36)	5.12 (1.54)	.01	.01	1.38
	J-E	4.58 (1.93)	4.67 (1.50)			
28	E-J	4.50 (2.07)	5.06 (1.73)	1.63	.00	.04
	J-E	5.17 (1.53)	4.58 (0.90)			
29	E-J	4.94 (1.48)	5.50 (1.67)	.10	1.49	.99
	J-E	5.42 (0.90)	5.75 (1.06)			
30	E-J	3.63 (1.026)	2.50 (1.55)	3.49 ⁺	.74	.02
	J-E	2.92 (1.68)	3.33 (1.67)			
31	E-J	2.50 (1.75)	1.94 (1.00)	1.27	.19	.00
	J-E	2.08 (1.17)	2.33 (1.23)			
32	E-J	3.81 (1.83)	3.56 (2.22)	.06	.06	.13
	J-E	3.50 (1.73)	3.50 (1.93)			

項目番号	群	平均点 (SD)		F 値		
		原語版	日本語版	言語	実施順序	言語×実施順序
33	E-J	2.50 (1.67)	2.44 (1.03)	1.21	.86	.23
	J-E	1.92 (0.90)	2.67 (1.67)			
34	E-J	2.56 (1.46)	1.75 (0.93)	5.76*	.01	.03
	J-E	1.83 (0.84)	2.58 (1.44)			
35	E-J	2.13 (1.78)	3.94 (1.84)	24.86***	.76	2.98 ⁺
	J-E	5.08 (1.44)	2.50 (1.24)			
36	E-J	2.56 (1.37)	1.75 (0.93)	2.21	.96	.08
	J-E	2.17 (1.12)	2.33 (1.44)			
37	E-J	3.31 (1.25)	2.88 (1.41)	.58	.12	2.75
	J-E	3.67 (1.44)	3.83 (1.80)			
38	E-J	4.25 (1.77)	3.94 (1.57)	1.05	.06	1.05
	J-E	4.25 (1.22)	4.75 (1.06)			
39	E-J	4.25 (1.34)	4.25 (1.53)	.18	.18	.40
	J-E	4.67 (1.67)	4.33 (1.30)			
40	E-J	4.75 (1.34)	5.31 (1.30)	.42	.76	.23
	J-E	5.17 (0.94)	5.25 (1.82)			

Note. E-J=原語版を初回、日本語版を2回目に実施した群、J-E=日本語版を初回、原語版を2回目に実施した群
N=28,

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

で、言語、実施順、および両者の交互作用の有意性を検定した。

実施順序による統計的有意な主効果が認められた項目は0項目であった。言語×実施順で統計的有意な交互作用が認められたのは項目番号5, 11, 14の3項目(いずれも $p < .05$)で、すべての項目で初回に実施した原語版で得点が高く、2回目に実施した日本語版で得点が高くなっていた。また、言語による統計的有意な主効果が認められた項目は9項目で、うち6項目(項目番号2, 12, 21, 24, 25, 34)は5%水準、1項目(項目番号23)は1%水準、2項目(項目番号18, 35)は0.1%水準で有意傾向が認められた。

交互作用が認められたのは40項目中3項目と少数であり、実施順で主効果を認めた項目は無かったことから、今後の分析はE-J群、J-E群を1群にまとめて実施することとした。

6. 原語版と日本語版の比較

本研究の対象者28名からDAS-A原語版、日本語版をそれぞれ1回、合計2回回答を得た結果、平

均総得点は原語版119.68 (SD 23.59)、日本語版110.11 (SD 19.63)であった。総得点による原語版と日本語版は高い相関関係を示した($r = .78$, $p < .001$)。

西山(2005a)が示した3因子における原語版と日本語版の相関関係算出した結果、第1因子「能力の評価」 $r = .72$ ($p < .01$)、第2因子「他者評価への依存」 $r = .63$ ($p < .01$)、第3因子「幸福の評価」 $r = .64$ ($p < .01$)であった。

7. 原語版と日本語版の項目間相関

DAS-A全40項目について、原語版と日本語版の相関関係を求めた結果をTable 6に示した。統計的に有意で低い相関関係($.01 < r < .04$)を示した項目が2項目、やや高い相関関係($.40 < r < .70$)を示した項目が18項目、高い相関関係($r > .70$)を示した項目は1項目であった。統計的に有意ではないがマイナスの相関を示した項目が3項目(項目番号17, 27, 29)あった。

DAS-A総得点では高い相関関係を示したが、項目別にみると原語版と日本語版では等価であるとは

考え難い項目があったことが示された。

考察

ここでは、本研究に協力したバイリンガルの選定、DAS-A 原語版と日本語版について尺度全体としての等価性、さらに項目別にみた場合の違いについて考察する。

1. 協力者の選定

本研究では、バイリンガルスタディーを実施する前提として研究協力者となるバイリンガルの英語能力を統制するための条件を設定した。その結果、協力者の75%はその条件を満たし、条件を満たさない協力者であっても条件を満たした協力者に匹敵する英語使用能力があることが想定できる結果を得られた。

結果で述べたように、DAS-A 平均総得点、DAS-A の下位尺度では群による違いはなかったが、項目レベルでみると原語版より日本語版において群間に差がある項目が多数あった。これらの結果から本研究の協力者は、現在日本で生活する英語に堪能な日本人のバイリンガルであったと考えられる一方、項目分析から日本語の能力には群間で若干の差があったかもしれない。

2. 原語版と日本語版の総得点の平均値、3因子、および項目得点

DAS-A 原語版と日本語版は、バイリンガル再検査法を実施した結果、平均総得点および3つの下位尺度について高い相関を示した。質問紙（心理尺度）とは、“ある心理的傾向について、それと関連する複数の項目から作られた1つの物差し（尺度）で……それを測るのにふさわしい項目群を用意し、その合計点によって示される”（掘，2001）ものである。よって DAS-A 原語版と日本語版は質問紙としては等価性が高かったと考えられる。

しかし、項目別には等価性が高くないことが考えられる項目があった。ANOVA の結果、言語の主効果に統計的有意差が認められた項目（項目番号2, 12, 18, 21, 23, 24, 25, 34, 35）である。西山（2005b）はバックトランスレーションを実施した翻訳作業の中で、和訳するのに難しさを感じた項目が項目番号6と18であったと報告したが、項目番号18は、本研究では言語によって0.1%水準で統計的有意差が

あった項目であったが、項目番号6は原語による主効果は認められず、共通性はない。

また、本研究では、原語版と日本語版に回答後の研究協力者に、原語版と比較した際、日本語版の表現を変えようとした場合のより原語版に忠実な表現のアドバイスを得た。言語の主効果に統計的有意差が認められた項目の中でアドバイスが一番多かったのは項目番号23（“もし私が失敗を犯したら、私は動転すべきである”）であった。アドバイスは5件あり、内容は「動転すべきである」を「心を乱す」、「腹が立って当然だ」、「動転して当然である」などに変更する案、「すべきである」を「するにちがいない」、「動転」を「がっかり」に変更する案が出され、いずれも原語版では「upset」と表現された部分についての指摘であった。

0.1%水準で統計的有意差があった項目のうち項目番号6については、和訳の改善案は1つも出されなかった。しかし、項目番号18（“人は何をしても、勝算があるときだけやるべきである”）は、全文を「何かをするにあたり、人にはうまくいくという見込みが必要となる」とする案、「勝算があるときだけやるべきである」を「成功する可能性（チャンス）があって当然だ」とする案が出された上に、訳全体に違和感を覚えるという内容の指摘が2件あった。項目番号18は西山（2005b）が和訳の難しさを感じた項目にも含まれており、原語版に表現されているニュアンスを日本語版に等価性をもって表現することの難しさを示していると考えられる。

さらに、西山（2005b）は、Item-Total 相関係数を算出し、項目番号29がイナスの相関係数を示した。しかし、本研究で項目番号29は原語による主効果があるとは示されなかった。一方、Item-Total 相関係数が0.1以下になった項目番号35, 24は原語による主効果が示された（西山，2005b）。さらに、項目番号35は和訳の改善案は出されなかったが、24（“自分自身に対する自分の見解は、他者の私に対する見解より重要である”）は、「重要である」を「価値がある」に変更する案が出された。

結論として、ANOVA で言語による主効果があった項目、Item-Total 相関係数がマイナス値あるいは低い相関関係を示す値を示した項目、研究協力者から和訳改善案を出された項目には共通性は見出されなかったが、項目番号18, 23, 24, 35などは改善の余地があると考えられる。

文 献

- Cane, C. B., Olinger, L. J., Gotlib, I. H. & Kuiper, N. A. (1986). Factor structure of the dysfunctional attitude scale in a student population. *Journal of Clinical Psychology*, 42, 307-309.
- Cheung, F. M. (1985). Cross-cultural considerations for the translation and adaptation of the Chinese MMPI in Hong Kong. In Butcher, J. N. & Spielberger, C. D. (Eds.) *Advances in Personality Assessment*, Vol. 4, 131-158.
- Chioqueta, A. P. & Stiles, T. C. (2004). Psychometric properties of the Norwegian Version of the Dysfunctional Attitude Scale (Form A). *Cognitive behaviour therapy*, 33, 83-86.
- Dozois, D. J., Covin, R. & Brinker, J.K. (2003). Normative data on cognitive measures of depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71, 71-80.
- 掘洋道 2001 監修のことば 掘洋道監修 吉田富二雄編 *心理測定尺度集 II* サイエンス社 I-iii.
- Johnson, J. S. & Newport, E. L. (1989). Critical period effects in second language learning: The influence of maturational state on the acquisition of English as a second language. *Cognitive Psychology*, 21, 60-99.
- 西山佳子 (2005a), Dysfunctional attitude scale Form-A (DAS-A) 日本語版作成の試み 未発表修士論文, 中京大学, 名古屋, 愛知。
- 西山佳子 (2005b), Dysfunctional Attitude Scale Form A (DAS-A) 日本語版作成の試み—翻訳過程— *中京大学大学院心理学研究科・心理学部紀要*, 5, 11-18.
- Ohrt, T. & Thorell, L. (1998). Dysfunctional Attitude Scale (DAS). Psychometrics and norms of the Swedish version. *Scandinavian Journal of Behaviour Therapy*, 27, 105-113.
- Sahin, N. H. & Sahin, N. (1992). How dysfunctional are the dysfunctional attitudes in another culture? *British Journal of Medical Psychology*, 65, 17-26.
- Savasir, I. & Erol, N. (1990). The Turkish MMPI: Translation, standardization, and validation. In Butcher, J. N. & Spielberger, C. D. (Eds.) *Advances in Personality Assessment*, Vol. 8, 49-62.
- 田中富士夫 (1995), 尺度レベルからみた MMPI 新日本版のミネソタ原版との等価性—バイリンガル再検査法による検討— *中京大学文学部紀要*, 30, 1-27.
- Weissman, A. N. (1979). The dysfunctional attitude scale: A validation study. Unpublished doctoral dissertation, University of Pennsylvania, Pennsylvania. (UMI No. 7919533T).
- Weissman, A. N. (1994). Assessing depressogenic attitudes: A validation study. In F. Fischer & K. Corcoran (Eds.), *Measures for clinical practice: A sourcebook volume 2 adults* (2nd ed.). New York, NY: The Free Press. pp. 187-190.
- Weissman, A. (2000) Dysfunctional attitude scale (DAS). In K. Corcoran & J. Fischer (Eds.), *Measures for clinical practice: a source book volume 2* (3rd ed.). New York, NY: The Free Press. pp.263-266.
- Wiebe, J. S. & Penley, J. A.. (2005). A psychometric comparison of the Beck Depression Inventory-II in English and Spanish. *Psychological assessment*, 17, 481-485.
- Wu, K., Lindsted, K. D., Tsai, S. & Lee, J. W. (2007). Chinese NEO-PI-R in Taiwanese adolescents. *Personality and Individual Differences*. 44, 654-665.

(受理年月日 2008年1月29日)