

Edwards Personal Preference Schedule の日本人への適用 : I. 社会的望ましさの要因*

東京教育大学 岩原信九郎**

奈良学芸大学 杉村 健

Edwards Personal Preference Schedule (以下EPPSと略す) は1954年に A. L. Edwards が正常人における比較的独立な人格特性を測定するために作成したもので、現在アメリカにおいてかなり広く使用されているようである。いまその手引 (Edwards, 1959) によつてEPPSの簡単な紹介をすると、この検査は15の人格特性の測定を目的としている。これらの特性は Murray (1938) によつて提案された欲求 (need) の概念にもとづくもので、次に示すものである。1. achievement (ach と略す, 達成), 2. deference (def と略す, 服従), 3. order (ord と略す, 秩序), 4. exhibition (exh と略す, 誇示), 5. autonomy (aut と略す, 自律), 6. affiliation (aff と略す, 親和), 7. intraception (int と略す, 内察), 8. succorance (suc と略す, 依頼), 9. dominance (dom と略す, 支配), 10. abasement (aba と略す, 謙虚), 11. nurtrance (nur と略す, 同情), 12. change (chg と略す, 変化), 13. endurance (end と略す, 持久), 14. heterosexuality (het と略す, 異性愛), 15. aggression (agg と略す, 攻撃)。

これら15の欲求カテゴリーに対して、おのおの9個の陳述が用意され合計135の陳述がある。EPPS の特徴は普通のインヴェントリー形式と異なり、各項目は2つの異なる欲求に属する陳述から成っており、この対にされた陳述はその「社会的望ましさ」(social desirability) の点ではほぼ等しいようになっている。EPPS は全部で225のこうした項目を持つているが、項目を作るにあたり、同じ陳述が他より著しく多くあらわれないこと(3~5回)に留意しており、また225の項目の中15個は重複してあらわれ反応の斉一性 (consistency) の測定に用

いられている。

ここで「社会的望ましさ」* は EPPS の場合各陳述について9点法と系列間隔法によつて尺度化された値で、その統制を試みていることが本検査の最も大きな特徴とされている。この点を少し説明すると、普通のインヴェントリー形式すなわち単一刺激法では被験者は各陳述に対し一般に「はい」か「いいえ」で答えるよう教示されるが、この際の「はい」の比、すなわち承認率は各陳述の「社会的望ましさ」と非常に高い直線相関のある場合が多く、EPPS については0.87であつた。それゆえある特性についての陳述で「はい」と答えたもののどれだけが真の自己評価によるもので、社会的望ましさによるものでないか決められない。そこで社会的望ましさを統制するため、すなわちその要因の効果を最小にするために、ほぼ同じ社会的望ましさをもつ陳述を対にし、そのうち、いずれかが自己によりよくあてはまるか強制選択させたのが EPPS の特徴といわれるものである。

本研究の目的は EPPS の日本人への適用の試みのひとつとして、その日本訳にもとづく日本人の社会的望ましさの要因についてアメリカの原版の結果と比較し検討することである。

方法および結果

EPPS の翻訳 1957年版の EPPS の原版を出版所 (版權所有者) である The Psychological Corporation の好意ある認可をえて、研究のため日本語に翻訳し、それがだれにでも理解してもらえるように近畿大学附属小学校の5, 6年生約50名とその教師3名に訳文をみせ、内容、語い、漢字などの点で検討してもらい、その結果修正した訳文をさらに印刷して、奈良女子大学の心理学専攻の学生数名と心理学者数名に各陳述について、それぞ

* Application of the Edwards Personal Preference Schedule to Japanese. : I Social desirability control.

** by Shinkuro Iwahara (Tokyo University of Education) & Takeshi Sugimura (Nara Gakugei College)

* social desirability は社会的要求性とも訳されている (野口, 1964), その定義については野口 (1964) の展望を参照されたい。

れが、測定を目的としている欲求特性に十分関連があるかどうか吟味してもらい、かさねて改良を試みた。なお Berrien (1964) によればこの訳文はアメリカ在住の日本人学生によつて逆に英文に訳され、内容的に原文との食違いがあるかどうか調べたところ、135 の陳述のうち3つだけ食違いがみられたという。以上の点からしてこの訳文はだいたいにおいて原版と内容的に異なるところがないといえよう。

単一刺激法による場合の社会的望ましさと自己評価の測定 上述の手続きによつて作成した EPPS の135の陳述の訳文を15個の欲求ごとに9個ずつ配分し、まず各欲求カテゴリーに配分された陳述の最初のものだけについて1, 2, 3, …… , 15 と番号をつけ、次は2番目のものだけについて、16, 17, 18, …… , 30と番号をつけ、このように1番から135番まですべての陳述に番号を与えた。このやり方によれば1, 16, 31, 46, ……はいずれも第1の欲求カテゴリー、すなわち ach (達成) に属するものになり、2, 17, 32, 47, …… は第2の欲求カテゴリーである def (服従) に属することになり、いわゆる spiral 形式になる。

被験者として男子大学生135名、女子大学生153名と非行少年(16才～19才の男子で、新田中B式による IQ 80以上のもの) 90名を用いた。大学生はすべて大学1, 2年である。以下特に断らないかぎり単に男子、女子といえは大学生を示すことにする。

男子135名のうち60名に対してはEPPS の135の陳述のおのおのに対し「社会的望ましさ」の程度を5点法に従つて答えさせ、残りの75名については同じ陳述に対して自己評価させた(すなわち「はい」か「いいえ」で答えさせた)。

女子については153名のうち75名に対しては「社会的望ましさ」を、残りの78名に対しては自己評価を要求した。非行少年に対しては90名の中45名には、はじめ「社会的望ましさ」を、あとで自己評価を求め、残りの45名に対してはこの逆の順序で実施した。

ここで自己評価の教示では各陳述に対してそれが自己にあてはまると思えば「はい」、あてはまらないと思えば「いいえ」と答えさせ、「社会的望ましさ」の教示では、各陳述に対して、その社会的に望ましい程度を5点法で答えさせた。5点が最も社会的に望ましい値である。Edwards は9点法を用いているが、実際には両端の1と9にはほとんど反応がない(Edwards, 1957) ので7点法がよいと思つたが、われわれの過去の経験から5点法の方がよいと思われたのでそれに従つた*。

社会的望ましさ 上述の方法による社会的望ましさの欲求平均および、各欲求に属する9つの陳述の与えられた望ましさの値にもとづく標準偏差は Table 1 に示すと

* この調査にあつて奈良女子大学加藤正英教授、鷹野健次助教授、大阪府公衆衛生研究所石橋富和氏の御協力をえた。

Table 1 各欲求カテゴリーの社会的望ましさ

欲求カテゴリー	大学生(男) N=60	大学生(女) N=75	大学生(男、女) N=135	非行少年(男) N=90	Ecap 原版 アメリカ男女
1. ach (達成)	4.0 (.35)	4.1 (.44)	4.1 (.39)	4.0 (.30)	3.3 (.55)
2. def (服従)	3.2 (.75)	3.4 (.83)	3.3 (.78)	3.5 (.67)	2.9 (.60)
3. ord (秩序)	4.2 (.16)	4.3 (.18)	4.3 (.13)	4.1 (.29)	3.1 (.56)
4. exh (誇示)	2.8 (.45)	2.8 (.53)	2.8 (.49)	3.1 (.36)	2.1 (.61)
5. aut (自律)	3.3 (.75)	3.3 (.82)	3.3 (.81)	3.1 (.71)	2.4(1.10)
6. aff (親和)	3.8 (.35)	3.8 (.36)	3.8 (.38)	3.8 (.33)	3.6 (.37)
7. int (内察)	3.7 (.44)	3.8 (.75)	3.8 (.47)	3.5 (.42)	2.9 (.68)
8. suc (依頼)	3.5 (.22)	3.7 (.22)	3.6 (.22)	3.8 (.19)	2.5 (.73)
9. dom (支配)	3.0 (.42)	2.9 (.51)	3.0 (.48)	3.0 (.51)	2.9 (.61)
10. aba (謙虚)	3.2 (.79)	3.3 (.93)	3.4 (.84)	3.4 (.86)	2.2 (.70)
11. nur (同情)	3.9 (.36)	4.0 (.43)	4.0 (.38)	4.0 (.49)	3.2 (.47)
12. chg (変化)	3.5 (.57)	3.6 (.66)	3.6 (.62)	3.2 (.53)	3.2 (.57)
13. end (持久)	4.2 (.24)	4.4 (.25)	4.3 (.23)	4.2 (.19)	3.4 (.33)
14. het (異性愛)	3.4 (.21)	3.4 (.40)	3.4 (.23)	3.1 (.72)	2.9 (.76)
15. agg (攻撃)	2.5 (.74)	2.3 (.94)	2.4 (.84)	2.4 (.80)	1.5 (.92)

注：カッコ内の数値は9つの陳述の社会的望ましさの得点にもとづく標準偏差 ($s = \sqrt{\sum(X - \bar{X})^2 / (9-1)}$)。アメリカの資料は9点法にもとづき系列間隔法による尺度値。本研究の場合は5点法による平均値。

おりである。Edwards (1959) はこの尺度化にあたり系列間隔法を用いているが本研究では他の研究者 (Heilbrun, et. al, 1961) らと同様単純平均を用いた。

この表に示す非行少年については社会的望ましさと自己評価の両方が課せられた。ただし上述のように全90名の中半数については社会的望ましさを先に、残りの半数については自己評価を先にした。Table 1 に示す資料は両群をこみにしたものであるが、これは両群の相関が0.98できわめて高いことによる。なお135の陳述の呈示される順序は被験者の半数は1番から残りの半数は135番からであるが、この呈示順序による差はほとんどなかったのこみにして示した。自己評価の場合もこの方法による。

Table 1 から社会的望ましきの平均値は15の欲求間には差がみられるが、群間にはほとんど差がみられないことがわかる。この表の最後の列の値はアメリカの Rutgers 大学の F. K. Berrien の好意により入手できたアメリカの EPPS 原版における「社会的望ましき」の尺度値である。すでにのべたようにこれは9点法にもとづき系列間隔法で尺度化したもので、われわれの値と直接には比較できない、しかし本研究で大学生男女をあわせた資料と比較すると、平均値の分布の範囲 (アメリカの場合1.5~3.6, 日本の場合2.4~4.3) の点でも標準偏差 (アメリカの場合平均0.64, 日本では0.49) の点でも大きな差はない。

次に各欲求に属する9つの陳述の「社会的望ましき」の得点にもとづいて群間の相関を求めると Table 2 のようになる。すなわち男女間では end (持久) が0.70であるが、他はほぼ0.9がそれ以上で、Z変換法による平均値は0.96になった。これに対して、全135の陳述について欲求別にみないで男女の相関を求めると0.95で上述のZ変換による平均相関0.96とほぼ等しい。同じように男子大学生と男子非行少年について相関を求めるとそれぞれ0.85と0.83で、この方がやや低いようである。このように相関が低くなるのは男女間では最低の相関でも0.70 (end, 持久) であるのに、男子大学生と非行少年との間では最低値がほぼ0に近い (すなわち ord (秩序) の0.04) ためであろう。その他では dom (支配) の0.45 ach (達成) の0.51が目立つて低い。この場合5%の有意水準で0でないといいうる r の大きさが0.67以上であるから、これらの値はいずれも有意に0と異なるとはいえない。

次にアメリカの資料が男女こみにしたものであつたので、日本の大学生の「望ましき」の値も男女こみにして平均し、それとアメリカの値との相関を求めると Table

Table 2 社会的望ましきの群間の相関

欲求カテゴリー	大学生男女間	大学生(男)と非行少年(男)間	日本大学生(男)とアメリカ大学生(男女)間
1. ach (達成)	.92	.51	.95
2. def (服従)	.97	.95	-.08
3. ord (秩序)	.94	.04	-.42
4. exh (誇示)	.97	.83	.72
5. aut (自律)	.99	.84	.07
6. aff (親和)	.98	.91	.59
7. int (内察)	.95	.96	.55
8. suc (依頼)	.89	.77	.16
9. dom (支配)	.94	.45	-.26
10. aba (謙虚)	.99	.94	.59
11. nur (同情)	.95	.84	.08
12. chg (変化)	.97	.92	.78
13. end (持久)	.70	.69	.69
14. het (異性愛)	.99	.67	.86
15. agg (攻撃)	.98	.99	-.21
Z変換法による平均	.96	.85	.48
欲求別にしないとき	.95	.83	.50

注：相関の絶対値が0.67以下のものは近似的に5%水準で有意に0と異なるとはいえない。

2に示すように水準で有意にならないものが15個のうち10個すなわち67%もみられた。相関の平均は0.48で欲求別にわけないときは0.50でともになかなり低い。これは明らかに民族の差によるものといえよう。

しかし15の欲求の平均値だけについて相関を求めると大学生男女間では0.99, 大学生男子と非行少年とでは0.92, 日本の大学生とアメリカの大学生とでは0.96でかなり高いことがわかる。つまり欲求のプロファイルでは両民族はかなり類似していることがわかる。

自己評価における承認率 Table 3 は自己評価の教示において各陳述の自分にあてはまるとされた承認率の欲求ごとの平均である。

欲求平均だけについてみると男女の相関は0.99, 男子大学生と非行少年 (男) との相関は0.93となり、前項の「社会的望ましき」の教示の場合とほとんど一致する。

次に欲求ごとに9個の陳述にもとづいて男女大学生間の相関をとると Table 3 に示すとおりで ord (秩序), aff (親和), nur (同情), het (異性愛), agg (攻撃) では有意な相関がえられなかつた。この点は「社会的望ましき」の場合とかなり異なるようである。Z変換法による平均相関は0.84で、欲求別にしないで計算した相関値0.93よりやや小さかつた。これは後者で分布が広くなるためであろう。残念ながら承認率についてはアメリカ

Table 3 自己評価における平均承認率と群間の相関

欲求カテゴリー	大学生(男) N=75	大学生(女) N=78	非行少年(男) N=90	大学生 男女間	大学生(男) と 非行(男)間	大学生(女)にもとづく Kuder-Richardson の係数
1. ach (達成)	81%	77%	82%	.95	.79	.61
2. def (服従)	53%	53%	67%	.95	.91	.66
3. ord (秩序)	89%	81%	87%	.64	.13	.83
4. exh (誇示)	27%	31%	40%	.91	.87	.74
5. aut (自律)	62%	62%	54%	.95	.86	.28
6. aff (親和)	80%	72%	79%	.29	.73	.77
7. int (内察)	73%	72%	72%	.81	.95	.62
8. suc (依頼)	82%	80%	87%	.96	.97	.89
9. dom (支配)	23%	26%	31%	.85	.91	.81
10. aba (謙虚)	66%	70%	72%	.74	.63	.80
11. nur (同情)	82%	80%	86%	.47	-.11	.68
12. chg (変化)	58%	65%	59%	.91	.70	.59
13. end (持久)	93%	89%	91%	.90	.85	.55
14. het (異性愛)	64%	58%	47%	.44	.78	.81
15. egg (攻撃)	26%	30%	31%	.57	.94	.66
Z変換法による平均				.84	.82	.71
欲求別にしないときの相関				.93	.90	

注：相関の絶対値が0.67以下のものはほぼ水準で有意に0と異なるとはいえない。

の資料が入手できなかつたので両民族の比較はできない。しかし男女間の相関の点では Edwards (1957) が Leary (1956) の人格テスト Interpersonal Check List についてわれわれと同様な研究を行なつた結果0.93をえている。これは偶然にも本研究結果と一致する。

次に大学生(男)と非行少年(男)との相関は平均0.82, 全体で0.90であり, 男女間よりやや低いようである。この場合, 欲求別にみると ord (秩序) と nur (同情) では相関はほとんど0に近い。これは非行少年の特長をよく示しているように思われる。

ついでながら女子大学生 (N=78) の資料にもとづいて各欲求ごとに Kuder-Richardson の信頼度係数を求めると aut (自律) が 0.28 で最も低く, 最も高いのは suc (依頼) の 0.89 で Z 変換による平均は 0.71 であつた (Table 3 参照)。この係数は陳述の欲求内における同質性の程度によつていてもので, この程度では同一欲求内の陳述間の相関は低いといえよう。

また各陳述とその欲求における合計点との相関をゆで示すと, それが0.23以下のものが ord (秩序), aut (自律), chg (変化), end (持久) においてそれぞれ3個, int (内察), suc (依頼), nur (同情) においてそれぞれ2個, def (服従), exh (誇示), aff (親和), aba (謙虚), agg (攻撃) においてそれぞれ1個みられた。

社会的望ましさと自己評価の承認率との相関 Table 4

は各欲求ごとに「社会的望ましさ」の値と自己評価による承認率との相関を示すものである。ここで最初の3列の相関はいずれも独立集団間の相関である。つまり大学生男子の場合は Table 1 の60人の男子の値と Table 3 の75人の値との相関である。次の2列の値も同様に考えてほしい。ただ最後の列の値は45人の非行少年にもとづくもので, かれらははじめ「社会的望ましさ」の教示で, あとで自己評価の教示でテストしたので, 同じ集団にもとづいて相関を計算できたのである。この最後の列のみ条件が異なるので後述することとして, 前3者のみについてみると end (持久) だけはめだつて相関が低い (-0.14~0.16) ことがわかる。

しかし他の欲求についてはそれほど低くはなく, 相関の Z 変換による平均は男女とも0.81, 非行少年では0.73であり, 欲求別にしないときもほぼ同じ値である (Table 4 の最下行参照)。

いま相関を得点とみてこの3群について分散分析をすると群差は有意でなく ($F=1.455$, $df=2$ と 28), 欲求差のみ有意になる ($F=4.936$, $df=14$ と 28 , $P<0.01$)。さらに大学生男女間の相関の相関は0.71, 大学生男子と非行少年男子との相関は0.64になりどちらも5%水準で十分有意になる。

次に各欲求ごとに男女大学生についての相関を比較すると, 特にめだつのは het (異性愛) と agg (攻撃) で

Table 4 「社会的望ましさ」と承認率との相関

欲求カテゴリー	大学生 (男)	大学生 (女)	非行少 年(男)	非行少年(男) (同一集団)
1. ach	.85	.74	.71	.25
2. def	.91	.98	.91	.47
3. ord	.47	.64	.73	.37
4. exh	.75	.74	.79	.59
5. aut	.82	.89	.65	.42
6. aff	.89	.91	.42	.53
7. int	.69	.82	.88	.59
8. suc	.71	.90	.49	.31
9. dom	.63	.80	.35	.30
10. aba	.81	.75	.91	.31
11. nur	.81	.75	.50	.46
12. chg	.86	.90	.81	.60
13. end	-.14	.03	.16	.25
14. het	.55	.90	.46	.60
15. agg	.97	.45	.91	.36
Z変換法による平均	.81	.81	.73	.44
欲求別にしないときの相関	.85	.85	.80	.73

注：相関の絶対値が0.67以下のものはほぼ5%水準で有意に0と異なるとはいえない。

前者では女の方が高く、男の方が低いが、後者ではちょうど逆の関係にある。しかし各欲求には9個の陳述があるだけだから、いずれの差も有意にはならない ($P > 0.05$)。

大学生男子と非行少年男子については、くい違いはさらに大きい(両者の相関は0.64であつた)。しかしどの差も個々にみるとき有意水準に達するものはなかつた。

次に Table 1 における社会的望ましさの値と Table 3 における承認率との欲求平均について相関を求めると男も女も0.92でかなり高いが、非行少年では0.86でやや低い。もちろんこれらの間には有意差はなかつた。

最後に非行少年(男)のみについては同じ集団について自己評価と社会的望ましさの2つの教示でテストしたので、その相関を求めると Table 4 に示すように全般的に低い。これは被験者ごとに各欲求の自己評価の合計と社会的望ましさの得点の合計を出しその間の相関を求めたもので、独立集団間の両変数の相関の場合と同じでない。後者では上述のように9個の陳述における自己評価と「社会的望ましさ」の相関である。したがって他の条件が同一ならこの方が低いことが予想される。なお同一被験者に2つの教示が与えられたことが影響をもつかどうか調べるために2つの教示が与えられた非行少年の2群($n=45$ ずつ)の「社会的望ましさ」、自己評価のお

ののにつき15の欲求について2群間の相関をとつたところ前者で0.98、後者で0.97でかなり高く、前の教示が後の教示に影響を与えたとは特に考えられない。

いま同じ被験者で2つの教示が与えられた場合と独立な集団間での相関(Table 4の最後から2列目)と比較すると15の欲求カテゴリーの中13のカテゴリーで低い。もし欲求間が独立と仮定すれば2項分布によつて5%水準で十分同一集団の場合の方が低いといえる。後者の相関の平均は0.44、135の陳述をこみにすれば0.73でかなり高くなる。この理由は欲求ごとの場合は分布が狭められるためであろう。いずれにせよ独立集団間の相関と同じ集団における相関とが異なるということは興味ぶかい。

強制選択法による場合の「社会的望ましさ」の統制級内相関による法すでにのべたようにEPPSは「社会的望ましさ」の尺度値においてほぼ等しい2つの陳述(ただし欲求カテゴリーは異なる)を対にし、そのうちいずれが自分によくあてはまるか強制選択させた。この場合、社会的望ましさの統制のひとつの測度として、その級内相関を出している。その値は0.85でかなり高く、この統制の成功を示すとされている(Edwards, 1959)。これに対してわれわれの日本語で求めた日本人の「社会的望ましさ」の値はこれに対応するアメリカの値との間にそれほど高い相関を示さなかつた(平均してほぼ0.50)。

このことから、もし原版と同じ対にするならばこの級内相関もあまり高くないだろうことが予想される。いま便宜上、アメリカの原版と同じ対を用いるEPPSの日本版を日本版Ⅰとよび、後述する Berrien の修正版を日本版Ⅱまたは Berrien 版とよぶことにする。

日本版Ⅰについて「社会的望ましさ」の級内相関を求めると Table 1 に示した大学生男子($N=60$)でも大学生女子($N=75$)でも0.20にすぎず、アメリカ原版の0.85よりかなり低い。しかし分散分析で級内相関の有意性を検定すると男、女とも0より大きいといえる(男の場合 $F=1.51$, $df=209$ と 210 , $P<0.01$, 女子の場合 $F=1.48$, $df=209$ と 210 , $P<0.01$ 。ただし項目は互に独立でないのでこの結果は近似的にしかいえない)。

次に Berrien (1964) は EPPS を日本人に適用するため、われわれの求めた「社会的望ましさ」の得点(男、女、非行をこみにしたもの)にもとづいて項目の陳述対を再構成した。この Berrien 版(日本版Ⅱともよぶ)についてわれわれの資料から同様にして級内相関を求めると男($N=60$)で0.76、女($N=75$)で0.66で日本

Tabl 5 被験者が項目における「社会的望ましさ」の偏り(A-B)のみによつて反応すると仮定するときの得点

欲求カテゴリー	等 確 率 アメリカ原版		日本版 I		日本版 II (Berrien 版)
			男 (N=60)	女 (N=75)	男 (N=60)
1. ach (達成)	9	13	21	22	14
2. def (服従)	12	16	11	13	8
3. ord (秩序)	14	15	24	23	23
4. exh (誇示)	13	13	4	3	7
5. aut (自律)	18	12	13	13	18
6. aff (親和)	14	20	16	12	17
7. int (内察)	14	15	20	22	20
8. suc (依頼)	12	10	10	14	8
9. dom (支配)	13	8	8	9	10
10. aba (謙虚)	19	17	10	13	9
11. nur (同情)	14	17	15	14	12
12. chg (変化)	12	19	15	16	16
13. end (持久)	15	13	27	25	25
14. het (異性愛)	14	17	12	8	15
15. agg (攻撃)	17	5	4	3	8
平均	14	14	14	14	14
s	2.45	3.95	6.54	6.55	5.60
r		.42	.67 (.77)	.69 (.80)	.33

注：等確率とは偏りが無いと仮定し、乱数表(矩型分布)で偶数ならA, 奇数ならBとして反応をきめたもの。sは欲求値の標準偏差で $\sqrt{\sum(X-\bar{X})^2/15}$, rは自己評価におけるPPSの欲求値との相関, カッコの中の相関は社会的望ましさの教示によるEPPSの欲求値との相関。

版Iの0.20よりかなり高くなり陳述対の再構成が或程度まで成功したことを示している。

項目における「社会的望ましさ」の偏りと自己評価,EPPSにおける「社会的望ましさ」の統制の指標としてEdwards (1959) が用いている第2の指標は, EPPSにおける各項目に属するA, B 2つの陳述の社会的望ましさの得点の差(A-B)と両者のうちAがEPPS普通の教示において選ばれる割合(A%とよぶ)との相関である。もし「社会的望ましさ」が完全に統制されておればこの相関係数は0になるはずである。Edwards (1953, 1959)の求めた値は0.40であり, 対にしない場合の陳述の「社会的望ましさ」と自己評価の承認率との相関の0.87と比べるとかなり低くなっている。これと同じことを日本版Iについて試みてみた。そのために男子大学生43人, 女子大学生77人にEdwardsのEPPSと同じ対の項目からなる日本版(それを日本版Iという)を作成し, EPPSの教示と同じやり方で実施し, 各項目のAの陳述の選ばれた割合, すなわちA%と, すでに求めた各陳述の「社会的望ましさ」の得点のA-Bの値(偏り)との相関をと

ると男子で0.64, 女子で0.77で, アメリカの原版の0.40より多少高くなっている。もし210の項目(他の15項目は重複しているのを除く)が互に独立とすれば日本男子の0.64とアメリカの0.40の差は1%水準で十分有意になる(CR=3.397)が, 実際は独立でないからこの有意差は近似的にしかいえない。

しかし日本版でも対にしないときは社会的望ましさと承認率との相関は0.85(Table 4参照)であつたことを考えると, 対に

よつて「社会的望ましさ」が多少なりとも統制されたといえよう。日本版IIすなわちBerrien版においては, Berrien (1964)の結果ではA%と「社会的望ましさ」の偏りとの相関は男, 女いずれにおいても0.37であり(男N=50, 女N=50)EPPS原版の0.40に近い。われわれもBerrien版を男子大学生54人について施行しA%を求め, それと社会的望ましきの偏りとの相関を計算すると0.43で, Berrienの0.37にはほぼ等しかつた。

社会的望ましきの偏りの統制 EPPSの形式における「社会的望ましき」の統制の程度を示すのにすでにのべた級内相関による方法があるが, これは同じ項目内のA, B両陳述の「社会的望ましき」の変動すなわち差にもとづくもので, その方向は無視されている。この偏りの方向を統制することも大切な点である。なぜなら偏りの量は小さくても, もしその方向が常に一定方向を示すならば偏りが加算されて大きくなる心配がある。これに対して偏りの方向が一定でなく無作為ならば偏りが全体的には相殺されることが考えられるからである。

この方向的偏りの程度を示す方法はいろいろ考えられ

るが、EPPS の原版とわれわれの場合とでは社会的望ましさの尺度が同一でないで、そのものの量的な比較はできない。そこでもし被験者が単に各項目に対してその「社会的望ましさ」の偏りの方向によつてのみ反応すると仮定する場合のEPPS の各欲求の得点を計算してみた。ただし偏りが全くないときは被験者は乱数表によつて(同確率)反応するものとする。もしどの欲求カテゴリーについても方向的偏りがなく、項目がすべて独立であるとすればEPPS の場合、各欲求の得点合計は14、欲求間の分散は7 ($SD=2.67$) であることが期待される。じつ、矩型分布の乱数表を用い、偶数をA、奇数をBとする場合のSDは2.45で理論値に近かった (Table 5 参照)。これに対しEPPS の原版ではSDが3.95でやや高く、日本版Ⅰでは男 ($N=60$) で6.54、女 ($N=75$) で6.55でさらに高く、対を再構成した Berrien 版 (日本版Ⅱ) では男 ($N=60$) で5.60やや低くなつた。この5群の間の差の有意性の検定に述似的に Hartley の法を用いるとほぼ1%水準で有意になる ($F_{max}=7.15$)。この結果からすれば Berrien の日本版Ⅱでも「社会的望ましさ」の方向的偏りは十分統制されているとはいえないことがわかる。

しかし、この方法で求めた各欲求の得点と、EPPS の普通の教示による各欲求の得点の間の相関をとると

Table 6 自己評価(教示Ⅰ)と「社会的望ましさ」(教示Ⅱ)の教示における各欲求カテゴリーの平均値

欲求カテゴリー	日本版Ⅰ				日本版Ⅱ
	教示Ⅰ		教示Ⅱ		教示Ⅰ
	男 ($N=41$)	女 ($N=27$)	男 ($N=46$)	女 ($N=27$)	男 ($N=54$)
1. ach (達成)	15.5	16.0	15.5	15.6	13.9
2. def (服従)	9.4	9.9	12.8	13.6	10.4
3. ord (秩序)	12.5	12.3	15.0	17.2	10.3
4. exh (誇示)	9.1	9.4	6.7	6.7	10.2
5. aut (自律)	14.5	14.4	12.7	11.1	15.3
6. aff (親和)	13.5	15.6	16.8	16.4	15.1
7. int (内察)	17.6	19.6	20.2	21.2	16.4
8. suc (依頼)	15.5	16.9	12.0	12.1	13.9
9. dom (支配)	10.8	9.0	14.0	15.1	11.1
10. aba (謙虚)	16.1	18.0	16.1	17.2	16.2
11. nur (同情)	13.9	14.9	18.7	19.3	12.1
12. chg (変化)	15.8	16.6	13.0	12.5	17.1
13. end (持久)	20.0	18.0	20.1	20.7	16.4
14. het (異性愛)	15.6	10.0	10.2	6.5	18.7
15. agg (攻撃)	10.0	9.3	6.2	4.9	12.9

注：日本版ⅠとはEPPSの各項目の陳述対がアメリカの原版と同じもの、日本版Ⅱとはその陳述対を単一刺激法による「社会的望ましさ」の平均値でできるだけ等しくするよう組みかえた Berrien 版。

Table 5 の最下行のカッコのない値で示されるように Berrien 版が最も相関が低いことがわかる。この相関が低いことは集団結果としてみるとEPPSの得点とその「社会的望ましさ」の方向的偏りに依存する程度が低いことを示すものと考えられる。しかし4群の相関の間には普通の検定法によれば有意差がみられなかつた ($\chi^2=2.334$ $df=3$, $P>0.05$)。なお Table 5 の最下行のカッコの中の値はこの表の欲求の値と次のべる「社会的望ましさ」の教示でのEPPSの欲求得点の集団間の相関値である。この値の方がやや高くなっているのはいずれも「社会的望ましさ」にもとづくものだからである。

強制選択法による社会的望ましさの測定 Edwards のEPPSにおける「社会的望ましさ」は本研究ですでにのべたように135の陳述を単一で提示するとき(インヴェント形式)における社会的望ましさにもとづくものであつて、それがただちに強制選択法における対提示の陳述の相対的な「社会的望ましさ」と対応するとはかぎらない。このことを検証するためにEPPSの施行にあたり教示Ⅰでは普通の教示法、すなわちA、B2つの陳述のうちいずれが自分によくあてはまるか聞き、教示Ⅱではいずれが社会的にみて望ましいか聞いた。

被験者は教示Ⅰで男(大学生)41人、女(大学生)27人、教示Ⅱでは男40人、女27人を用いた。かれらには日

本版を用いた。なお参考までに Berrien 版(日本版Ⅱ)を54人の男子に施行した。教示は普通の法、教示Ⅰによる。

なおこれらはいずれも独立集団である。

結果は Table 6 に示すとおりで、男のみについて分散分析を行なう教示と欲求の交互作用が有意になり ($F=11.80$, $df=14$ と 1190 , $P<0.01$)、女についても同様の結果がえられた ($F=13.80$, $df=14$ と 728 , $P<0.01$)。すなわち2つの異なる教示のも

とで被験者は全く同様な反応はしていないことがわかる。このことは教示Ⅰすなわち普通の教示（自己評価）のもとでは被験者は「社会的望ましさ」の概念のみによつて反応していないことがわかる。

次に再び集団の資料であるが、2つの教示における欲求間の相関を Table 6 にもとづいて計算すると男で0.67, 女で0.68あつた。

これらの値は単一刺激法による「社会的望ましさ」(Table 1) と自己評価の承認率 (Table 3) の相関 (男女とも0.92) と比べると多少低くなつており、両者の差は有意である ($CR=2.74$, $P<0.01$)。このように強制選択法で相関が低いひとつの理由はこの形式ではすでにある程度まで「社会的望ましさ」が統制されていることであるかもしれない。なお同じ教示における男女間の相関は15の欲求についてみると教示Ⅰで0.84, 教示Ⅱで0.97で後者の方がやや高い ($CR=2.13$, $P<0.05$)。

日本版Ⅰと Berrien 版 (日本版Ⅱ) の教示Ⅰにおける欲求間の相関 (Table 6 参照) は0.79で、版の違いと欲求の交互作用は分散分析によれば1%水準で有意であつた ($F=4.01$, $df=14$ と 1302)。これは2つの版で陳述の対のしかたが異なるためである。

次に日本版Ⅰにおいて2つの異なる教示におけるA% (対のA, B陳述のうちAが選ばれる比率) 間の相関を男子大学生について求めたところ0.67であり、すでにのべた教示ⅠにおけるA%と対内の「社会的望ましさ」の偏りとの相関0.64とほぼ一致した。他方 Edwards (1959) らはアメリカの原版で上述の2つの教示におけるA%の相関を求めたところ平均0.65で本研究結果に近い。この値は対内における社会的望ましさの偏りの間の相関の0.40より多少高く、単一刺激法による社会的望ましさと強制選択法による社会的望ましさとでは必ずしも一致しないことを示唆している。さらに日本版Ⅰで教示ⅡにおけるA%と単一刺激法によるときの項目内での「社会的望ましさ」の偏りとの相関をとると男で0.75, 女で0.76であつた。このことはEPPSが「社会的望ましさ」に基づいて対が構成されていることから生ずる得点の分布の狭まりを考慮に入れると両者の相関はそれほど低くないことを示すことになる。したがつて以上から2つの異なる方法による「社会的望ましさ」の測定法の結果は、この2つの方法における「社会的望ましさ」は全く同一のものと考えられないが、かなり近いものであるとみなされる。

以上はすべて異なる独立集団間の比較であるが、Table 7 の結果は同じ36人の女子大生に2つの教示で日本版Ⅰを施行したものである。なおこの場合36人のうち18人は教示を先にし、残りの18人には教示を後にし、両

Table 7 同じ被験者に2つの異なる教示を与えた場合の両者間の相関と各欲求カテゴリーの平均値 (被験者は女子大生 $N=36$, 日本版Ⅰによる)

欲求カテゴリー	教示Ⅰ (自己評価)	教示Ⅱ (社会的望ましさ)	相 関
1. ach (達成)	15.5	17.4	-.08
2. def (服従)	11.5	16.1	-.31
3. ord (秩序)	15.2	16.3	.04
4. exh (誇示)	8.9	8.6	-.10
5. aut (自律)	14.2	11.0	.30
6. aff (親和)	13.6	14.6	.23
7. int (内察)	18.2	18.3	.31
8. suc (依頼)	15.4	11.8	.01
9. dom (支配)	10.9	14.4	-.00
10. aba (謙虚)	17.0	16.8	.01
11. nur (同情)	15.3	18.6	.24
12. chg (変化)	16.4	12.7	.37
13. end (持久)	18.9	21.3	-.01
14. het (異性愛)	9.1	6.3	.42
15. agg (攻撃)	9.5	5.7	.45

Z変換法による平均 .13

注：相関は各人の2つの教示における欲求の得点にもとづいている。したがつて対の数は各欲求において被験者の数すなわち36である。rの絶対値の0.33以上が5%水準で有意な相関である。

テスト間に1週間の休止期間をおいた。

Table 7 の2つの教示における欲求の値の相関は0.77で Table 6 から求められた女子の相関0.68との間には有意差がない ($CR=0.47$)。また教示Ⅰにおける Table 7 の値と Table 6 の女子の値との相関は0.93, 教示Ⅱでは0.96でかなり高い。このことはこの標本が先の女子標本とあまり異ならないことを暗示するものである。

それにもかかわらず各欲求ごとの2つの教示間の相関はほとんど0に近いほど低い。しかし個々の欲求カテゴリーについて相関が0と異なるかどうか検定すると het (異性愛) と agg (攻撃) が1%水準で、chg (変化) が5%水準で有意になる。他は1つも有意にならない。これらの15個の相関の間にはもし欲求が互に独立と仮定すれば1%水準で十分有意になる ($\chi^2=32.63$, $df=14$)。もちろん事実は欲求間には多少相関があるが有意差があることは間違いないだろう。これら15個の相関のZ変換法による平均は0.13である。このように2つの教示法の間に相関が低いことは予想しなかつたところである。しかし Table 4 に示したように単一刺激法の場合も陳述の「社会的望ましさ」と自己評価の承認率との相関は同一集団の場合は独立集団の場合と比べてかなり低下する事

実と対応している。

考 察

もしわれわれのEPPSの日本訳がほぼ妥当なものであるとするならば、それを構成する135の陳述に対する「社会的望ましさ」の程度とEdwardsの測定したEPPS原版における陳述の「社会的望ましさ」の尺度値との相関が0.48~0.50で高くないことは日本人とアメリカ人の価値観の差によるとみることができよう。なぜなら同じ日本人同士ならば、男女間の相関が0.95でかなり高く、アメリカにおける男女の相関も0.91でかなり高いからである*。

これに対しEdwards (1957) はEPPSにおける「社会的望ましさ」には文化的背景の差はほとんどないとしFujita (1956) とLovaasの研究をあげている。すなわち前者はアメリカの日系二世とEdwardsがすでに求めた「社会的望ましさ」の相関が0.95であり、後者はEPPSの陳述をノルウェー語に訳しオスロの高校生に施行しその社会的望ましさの尺度値を求めそれとアメリカのEdwardsの対応する値との相関を求めたところ0.78であった。

もちろん以上のことからならん決定的なことはいえないが、われわれの日本訳もLovaasのノルウェー訳も誤りがすくなくとすれば、日米間の文化の差は米国とノルウェー間の文化の差より大きいといえるだろう(2つの相関の差は0.50と0.78との差をとつても $CR=4.030$ で1%水準で有意)、しかし同じアメリカ国内でもEdwardsの「社会的望ましさ」の尺度値と異なる値を出している研究者もいる(Allen & Dallek, 1957; Koons & Birch, 1964)。特にKoons & Birchはその差は10年間の時代の差によるとしている。もしこのように時代によつても異なるものであるとすれば、EPPSは時代とともに陳述の組みかえをしなければならないだろう。

さらにTable 2に示されるように男子大学生と非行少年(男子)との「社会的望ましさ」の相関は大学生男女間の対応する相関よりやや低く、特にord(秩序)では相関はわずかに0.04であつた。このことはこの欲求カテゴリーが両群を判別することを示すとともに、もし同じEPPS(強制選択型)を両群に使用すれば「社会的望ましさ」の因子の統制の程度が両群で異なる可能性のあることも示している。もちろん両群間には多少年齢上の差もある

が、この程度ではたいした効果をもたないだろうことが過去の研究によつて暗示される(野口, 1964, p. 112)。

135の陳述に対する自己評価の承認率についてもTable 3に示したように男女間の相関は高い。これと同じ大きさの相関がアメリカの男女間にもみられたが、アメリカの資料が入手できなかったので日米間の相関を計算することはできなかった。なおこの場合も非行少年は多少異なる反応型を示した。

EPPSの研究において重要な点である陳述の「社会的望ましさ」と自己評価における承認率との相関は男、女とも0.8台で、対応するアメリカの相関0.87(Edwards, 1953)とあまり異ならなかったが、欲求ごとにみると男、女、および非行少年間に差が示唆された。

以上は陳述を個々にまたは欲求カテゴリーごとに分析したものであるが、実際のEPPSの強制選択型における「社会的望ましさ」の分析をも試みた。その結果、EPPSの原版と同じ対による日本版Iと、日本の資料にもとづき対の社会的望ましさをできるだけ統制した修正版であるBerrien(版日本版II)について「社会的望ましさ」の値について級内相関を求めると、アメリカの原版では0.85であるのに対し日本版I、Berrien版ではそれぞれ0.20と0.76で、特に日本版Iで低いことがわかつた。これはすでに述べたように日本とアメリカとは同じ陳述に対する「社会的望ましさ」が異なるためによるものである。さらに他の方法でEPPSにおける社会的望ましさの程度を測定したところBerrienによる日本版IIはかなり原版に近いことがわかつた。

次にわれわれが問題にしたのは単一刺激法すなわち陳述ごとの「社会的望ましさ」と、強制選択法のときの「社会的望ましさ」の間の相関である。もちろん両者間にはほぼ1の相関のあることが必要である。しかし現実には強制選択法にする場合、単一刺激法による「社会的望ましさ」でかなり統制されているので、あまり高い相関は望めない。本研究で得た相関は0.75~0.76であり、両者の相関はけつして低くないことがわかつた。

以上のべたところはすべて独立集団間の比較である。しかしこのテストが民族の差、性差のような社会心理学的研究のみを目的とするならとにかく、個人の性格特性の測定をその本来の目的としているかぎり集団間分析は適切なものとはいえない。じじつTable 4に示したように同一被験者に自己評価と社会的望ましさの両方の教示を与えるときの両者間の相関は集団間の同種の相関と比してかなり低い。ただしすでにのべたようにこの2つの相関は多少異なっている。Table 4の独立集団間の相関のときは各欲求に属する9個の陳述について自己評価

* ただし陳述は140からなり、男86人、女66人の資料によるEdwards (1953)の図にもとづき現著者が計算したもの、その図を再録したEdwards (1957)のFig. 1には誤りがある。

と「社会的望ましき」の相関をとつたのであるが、同じ表の最後の列の同一集団のときは各人について同じ欲求の陳述に与えられた得点を合計しその間の相関を求めたものである。それゆえ後者の場合は9個の陳述の得点なので信頼度が高まり、他の条件が同じであれば相関が高くなることが考えられる。それにもかかわらず平均して0.44程度ということは陳述間の相関ではさらに低いことが暗示されるのである。

また強制選択型(EPPS)にした場合、同一被験者に自己評価と「社会的望ましき」の教示を与えた場合の相関はTable 7の最後の列に示すとおりきわめて低い。この相関も各人につき各欲求の合計点を求め自己評価と「社会的望ましき」の相関をとつたものである。この相関の方が前の単一刺激法の場合より低いひとつの理由はこの場合すでにある程度まで「社会的望ましき」が統制されたことによるかもしれない。しかしいずれにせよこのように相関が低いということは注目に値する。この低相関のひとつの可能な理由は2つの異なる教示が同一人に与えられるために、できるだけ前の教示と独立に反応しようとするためであるとするところである。しかし、もしそうなら同じ教示が先に与えられた群と後に与えられた群とでは反応が異なつてよいはずである。ところがすでにのべたように「社会的望ましき」については0.98, 自己評価については0.97という高い相関が両群間にみられた。このことから前の教示が後の教示に影響を与えたため両者の相関が低下したという説は受け入れがたい。

この点についてもうひとつの反論としては岩原(1964)の研究をあげることができる。それによれば結婚に関する調査では同一人の自己承認と社会的望ましきの間にかなり高い相関がある。以上の点からして自己評価と社会的望ましきの相関を独立集団の資料で比較して、両者の相関が高いことから、同一集団でも同じ結果が得られると推論することはきわめて危険であることがわかる。EPPSでは自己評価から「社会的望ましき」の要因を除くために項目を作成するにあたり「社会的望ましき」の尺度値の集団平均(集団値)を用いているのであるが、このことは個人差を無視することになり個人の性格診断には役立たない可能性のあることを暗示している。じじつ Scott (1963)はEPPS陳述に対する「社会的望ましき」の概念にはかなりの個人差があることを実証している。

他方 Heilbrun ら (1961) は同じことを別の見地からみている。かれらは EPPS を普通の教示で施行してから、それを構成する135の陳述に対して9点法で「社会的望ましき」の評価をさせた。その結果、項目を構成する2つの陳述に対する「社会的望ましき」の得点を個人別に求

め、その偏りに応じてEPPSの自己評価の承認がなされる比率を求めたところ67.16%で無作為反応による50%より有意に大きく、それはまた「社会的望ましき」の集団値(平均)の偏りに応じての承認比の55.80%よりも有意に大きかつた。次に欲求ごとにそれに属する9つの陳述に与えられた社「会的望ましき」の値の高い群と低い群にわけ、両群のEPPSにおける普通の教示のときの自己評価における得点平均の有意差検定をしたところ15の欲求カテゴリーのうち8つまで5%水準で有意差がみられ、いずれの場合も「社会的望ましき」の高い群の方がEPPSの得点も高かつた。これらの点からかれらは社会的望ましきの個人的概念がEPPSの得点に関係があると結論している。

この Heilbrun らのやり方は同一被験者に強制選択法(EPPS形式)で自己評価を求め、単一刺激法(陳述ごと)で「社会的望ましき」を求め両者のいわば相関をとっているわけであるが本研究の方法とやや異なっている。すなわち本研究では上述のように同一被験者に単一刺激法で「社会的望ましき」と自己評価の相関をとる方法と強制選択法で同じく両変数間の相関をとる方法をとっている。したがって本研究の方が方法論的にはより純粹であるように思われる。

要約および結論

本論においてアメリカの Edwards Personal Preference Schedule (EPPS) の日本訳およびその日本人への適用において主として「社会的望ましき」の要因を中心として考察した。その結果次のことがわかつた。

(1) EPPSを構成する135の陳述をひとつずつ呈示し、それぞれに対する自己評価における承認率と「社会的望ましき」の得点を異なる集団について求めたところ、男女間の相関はきわめて高く(0.95~0.96)、アメリカでの同様な研究結果(0.91)とほぼ一致した。しかし正常男子と非行男子との相関はやや低かつた。さらに日本人の「社会的望ましき」とアメリカ人の「社会的望ましき」の相関は高くなく(0.48~0.50)、これは両国の文化の差によるものと考えられた。しかし欲求のプロファイルは両民族間でかなりよく似ていた。

(2) 自己評価における陳述の承認率についても男女間の相関は高い(0.84~0.93)が、欲求ごとにみると多少性差がみられた。正常男子と非行男子の差は男女差よりやや大きいように思われた。

(3) 自己評価における各欲求に属する9つの陳述相互の相関はあまり高くなかつた。

(4) 陳述の社会的望ましきと承認率との相関は男女と

も平均して0.80程度で、対応するアメリカ（男，女）の0.87に近い。ここでも日本の資料では上述の正常人の相関（0.8）より非行少年の相関（0.7）の方がやや低いようである。

(5) 次に陳述をEPPSの形式である強制選択法にするとEdwardsの原版そのままの対を用いた日本版Ⅰで「社会的望ましさ」の級内（対内）相関は0.20で、アメリカの0.85よりかなり低い。これは「社会的望ましさ」の両民族のくい違いによる。「社会的望ましさ」をできるだけ対内で等しいように組みかえた Berrien 版（日本版Ⅱ）では級内相関は0.7～0.8でかなり高くなった。

なお他の方法によつても日本版Ⅰより Berrien 版の方が「社会的望ましさ」が統制されアメリカの原版の場合に近いことがわかった。

(6) 強制選択の形式で自己評価と「社会的望ましさ」を測定した結果、被験者は両教示のもとで明らかに異なつた反応をしていることがわかった。さらにこの場合における「社会的望ましさ」は、陳述ごとの単一刺激法によるときの「社会的望ましさ」とかなりの相関があることがわかった。

(7) 以上は独立集団の比較（相関）であつた。EPPSを集団の比較でなく、個人の特性の診断に使用するのであれば、同じ集団内での相関が必要である。EPPS構成上の資料は上述のような独立集団間の相関によるものが多いが、これは同集団にもとづく相関でもほぼ同じ結果が得られるという前提条件によるものである。しかし本研究の結果から両者が必ずしも対応しないことが明らかになつた。

文 献

- Allen, R. M., & Dallek, J. I. 1957 A normative study of the Edwards Personal Preference Schedule. *J. Psychol.*, 41, 307-311.
- Berrien, F. K. 1964 Values of Japanese and American students. *ONR, Group Psychology Branch, tech. Rep.*, No. 14.
- Edwards, A. L. 1953 The relationship between the judged desirability of a trait and the probability

that the trait will be endorsed. *J. appl. Psychol.*, 37, 90-93.

Edwards, A. L. 1957 *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: Dryden Press.

Edwards, A. L. 1959 *Manual of the Edwards Personal Preference Schedule*. New York: The Psychological Corporation.

Edwards, A. L., Wright, C. E., & Lunneborg, C. E. 1959 A note on "Social desirability as a variable in the Edwards Personal Preference Schedule." *J. consul. Psychol.*, 23, 556.

Fujita, B. 1956 An investigation of the applicability of the Edwards Personal Preference Schedule to a cultural sub-group, the Nisei. Unpublished master's thesis, Univ. of Washington.

Heilbrun, A. B. Jr., & Goodstein, L. D. 1961 The relationships between individually defined and group defined social desirability and performance on the Edwards Personal Preference Schedule. *J. consul. Psychol.*, 25, 200-204.

Iwahara, S. 1964 Marriage attitudes in Japanese college students. *Int. Council Psychologists Newsletter*, in press.

Koons, P. B. & Birch, R. W. 1964 Reevaluation of the EPPS norms. *Psychol. Rep.*, 14, 905-906.

Leary, T. *Manual for the use of the Interpersonal System of Personality*. Berkeley, Calif.: Psychological Consultation Service.

Murray, H. A. 1938 *Explorations in personality*. New York: Oxford Univ. Press.

野口明子 1964 社会的要求性に関する研究。教心研. 12, 111-122.

Scott, W. A. 1963 Social desirability and individual conceptions of the desirable. *J. ab. soc. Psychol.*, 67, 574-585.

(1964年12月17日原稿受付)