

## 対人関係において能動的な役割を取得すること に基づく自己生成的な認知的不協和について<sup>1)</sup>

永 田 良 昭

「人は自分自身の内に矛盾がないように努める」(Festinger, 1957) ことを基本仮説とする認知的不協和の理論(以下、不協和理論と呼ぶ)は、不協和の生起を「人は自らが接する情報や、環境に生じる事象を完全にコントロールする力を持たない」(p.4) こと、「予期しない新しい情報に接する以外にも、完全に白、黒が区別できることはほとんどなく……意見や行動はある程度……矛盾したものをもっている」(p.5) としつつ、不協和を喚起・増大させる可能性のある情報は回避されるとする。これを支持する事実(例えば、Ehrlich, et al., 1957; Lazarsfeld, 1942) は少なくないが、不協和回避の動機に基づく情報選択は、不協和の強さ、情報選択の公正さへの規範、情報の有用性や魅力、論駁可能性等の要因によって左右されていると考えられている(Cotton, 1985)。

不協和情報の回避を抑制するとされる要因の多くは不協和理論から演繹可能である。不協和の増大を予期させる情報は回避せずに論駁できれば不協和は一層低減されよう。好奇心は不協和低減への力に起因する(Berlyne, 1960) とも云える。好奇心の問題は、認知的な矛盾、一貫性の欠如それ自体が矛盾低減への力を喚起するの、矛盾に起因する困惑への自責の念が矛盾解決の動機づけとなる(Cooper & Fazio, 1984; Scher & Cooper, 1989) のか、認知的矛盾と困惑(uncomfortable) は不可分のものと考えべきかの問題(Johnson, et al., 1995) と関わるが、矛盾の大きさによっては、必ずしも不快感とまで云うべき感情を伴うとは限らないと

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について (永田)

考えれば好奇心は不協和低減への力に関係するといえよう。

一方、妥当な行動選択に資するという意味の有用性が不協和情報の回避を抑制するとの仮説は、不協和喚起を予期させる情報の有用性認知の機制に、不協和理論から演繹できない問題を含むと思われる。Newcomb (1960) は、認知の成立には、予期の実現に基づく報酬を志向する「実在—指向」性と、態度の対象への他者の適応様式への適応に係わる「自閉的」な力が働くとは仮定する。しかし、認知の整合化を仮定する諸理論は、この「実在—指向」性をその理論に組み込むことに成功しているとは思われない (永田, 1983)。Berkowitz & Devine (1989) は認知研究者の関心が動的過程から表象内容の分析へと変化したこと、研究者が“大理論”への興味を失ったために不協和理論への関心が低下したことを指摘しているが、関心の低下が事実とすれば、不協和理論は事後説明に便利であるが現象の予測が困難な場合があること、その原因の一つは「実在—指向」性を理論に組み込み得ていないことにあるのではないかと考えられる。

本稿の目的は、不協和低減への力そのものが不協和を増大させ、態度変化の契機となる場合があること、そこでは、他者との係わりが重要な意義をもつことを検証すべく行われた実験結果を報告することである。ここで云う他者とは、単なる物的存在としての他者 (渋谷・永田, 1979) ではなく、主体的で、感情や意図をもつ他者である。人は多少とも、その他者に思考の道具としての内言 (inner speech; Vygotsky, 1986) ではなく、他者の役割取得を背景とした外言 (external speech) としてメッセージを編集する必要に迫られ、そこに自己生成的に不協和を喚起する契機が生じる可能性があると考えられる。

### 予備研究 態度の変化あるいは「動揺」の指標について

目的 認知的な整合性という観点から自己生成的不協和が態度変化の契機となることを検討するには、態度の変化が、既存の態度の強化ある

いは軟化のいずれであるかを明確化する指標が必要である。また、態度尺度上の反応としては顕在化しない可能性のある微細な態度変化や変化への契機の発生を捉える指標が必要である。前者は、態度尺度の心理的中立点を決定する問題である。Krech, et al. (1962, pp.215～) は、保持する態度を強める「一致変化」と、弱める「不一致変化」の区別を提案した。「一致変化」とは態度の「極性化 (polarization)」にほかならず、認知的一貫性あるいは認知的整合性を保持する機制に基づく現象と理解できる（永田, 1983）。しかし、「一致変化」・「極性化」を捉えるには、態度の心理的中立点の定義が必要になる。

Guttman & Suchmann (1947) は、態度の極端さと態度の主観的強度（どれほど強く、確からしく思うか）にはほぼU字型に近い関係が見られることを示し、Cantril (1946)、林 (1955)、原岡 (1970) はこれを支持する結果を得ている。この結果が妥当であるとすれば、強度の最も低い態度尺度上の位置を心理的な中立点と見なすことが可能になろう。

しかし、態度の極端さと強度は、表裏の心理過程とは云えないであろう。態度の強度は情動をともなうと思われるが、態度変化は情動と認知等の態度の構成諸要素間の不整合の発生を契機とすると予想されるからである（例えば、McGuire, 1985）。ここに後者、すなわち微細な態度変化や変化への契機をとらえる手掛りがあるのではないであろうか。

強度は、本人自身の報告としては、態度への確信と捉えられると判断されることから、この研究では態度への主観的確信の判断を求め、確信度と呼ぶ。まず、予備研究として、この研究で用いられる態度尺度について、態度得点と確信度のずれを態度尺度上の変化としては顕在化しない可能性をもつ変化への契機となる態度の「動揺」の指標として用いるか否かを判断する目的で、態度の極端さと確信度の関係が検討される。

方法 被験者：4年制大学の1～2年の女子学生。252名。後述する研究Ⅰの実験条件導入前の段階（図2のステップ1）で得られた態度得点と確信度が資料として用いられる。手続き：研究Ⅰの実験手続き参照。

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

態度の論題と測定：論題は、「女性にとって、充実した人生とは、結婚して家庭の主婦となり、家事や育児に専念する生活を通じてはじめて実現される」という意見に対する賛否を「非常に賛成」から「非常に反対」までの7段階尺度で問う。確信度は、その態度について「非常に確信がある」から「全く確信がない」までの7段階で測定される。実験月日：1980年5月～1982年5月。

結果と考察 態度得点の分布はほぼ正規性をもつといえるが、確信度得点は正規分布と見なし得ないことが示され、ポアソン分布と見なして開平変換を試み、確信度の態度点への2次の回帰（図1）を求めた。回帰は有意（ $F=15.953$ ,  $df=2/249$ ,  $p<.001$ ）であるが、態度点を要因として確信度の平均値（開平変換）の一元配置の分散分析の誤差平方和を用いて2次回帰曲線の当てはまりの良さの検定を行うと、必ずしも2次回帰曲線で説明可能な分散の大きさは十分であるとは云えないことが示された（ $F=4.406$ ,  $df=3/246$ ,  $p<.005$ ）。しかし、2次回帰を仮定すれば尺度の心理的中立点はほぼ尺度点4がそれに相当することが推定できる。

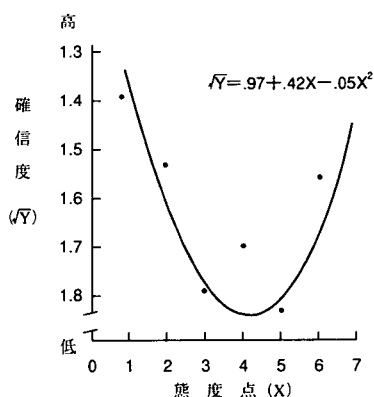


図1 この研究で用いられる態度尺度における  
確信度の態度点への回帰  
(図中の黒点は実測値の平均を示す)

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

以上の結果から、形式上は態度点の変化と確信度の変化を組み合わせで態度の変化への契機としての態度の「動揺」の指標を構成する可能性が示唆される。2次回帰によって確信度が説明し尽くされ得ないことは、態度点の変化と確信度の変化に齟齬があり得ることを意味するからである。以下では、この研究の態度尺度の心理的中立点を4とし、これを基準として態度が極性化するか確信度が強くなるかその双方が生じた場合に「極性化」への態度の「動揺」が生じたときのみなし、態度が反極性化するか確信度が低下するかその双方が生じた場合に「反極性化」への「動揺」が生じたときとし、そのいずれでもない場合は「動揺なし」とする。この指標の妥当性は、後に検討される。

## 研究Ⅰ 外言の編集による態度の「動揺」について

**目的** 論題への立論について予備知識が与えられている他者に対して、「話し手」としてその論題に関する見解を記述することが「話し手」自身の態度に「動揺」をもたらすか否かについて「話し手」の記述するメッセージの特性を考慮した考察を試みる。

**方法** 被験者：予備研究と同一である。手続き（図2）のステップ1の測定の結果、態度が中立点4にあるものは態度の「動揺」の方向が判定できないために、また態度点、確信度のいずれかでも尺度の極端にあるものは天井効果によって態度の「動揺」に人為的制約が生じるため結果の分析および考察から除外され、実際の被験者数は、「話し手」条件84名、「聞き手」条件75名となる。実験手続き：図2に示す。被験者は教示と質問項目をステップ毎に別の頁に印刷した小冊子を渡され、実験者の指示により頁を開き、教示を受け回答する。被験者は無作為に「話し手」、「聞き手」条件に分けられる。実験は冊子の頁を追って進行する。回答済の頁を再度見ることは許されない。ステップ1の内容は予備実験の項参照。ステップ2で小学校5年の女生徒の作文が呈示され、内容が理解できるまで黙読するよう求められる。ステップ3ではステップ1と

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

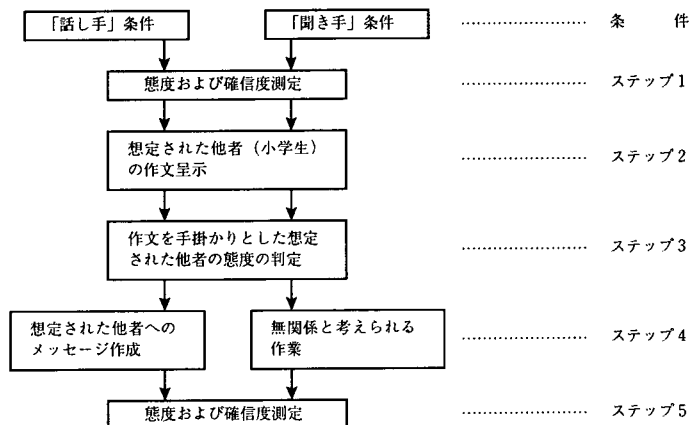


図2 研究Iの実験手続の概要

同じ態度尺度上に作文の筆者である小学生の態度の推定を求める。ステップ4で、作文の筆者に論題についての見解を手紙として記述することが求められる「話し手」条件と、論題と無関係の「日常生活で自分にとって遊びとは何か」についての記述を求められる「聞き手」条件が導入される。記述時間は両条件とも15分で、可能な限りその時間を十分に用いることを求める。ステップ5はステップ1の繰り返しである。実験は教室において5～6名の被験者を1単位として行われた。論題と態度と確信度測定の尺度：予備実験と同じである。提示される作文は、女子大学生の関心に関わることを考慮し、予備調査を経て以下の作文が構成された。

「私の母はとても働きものです。朝早くから小さい弟たちの世話や皆の食事の支度、せんとくやそうじでとてもいそがしそうです。それに、とても器用で、学校の腰かけのざぶとんにハイジのとてもきれいなシシユウをしてくれたので友だちからうらやましがられました。

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

でも、母は、ほんとうはそうじゃせんたくはあまりすきでないのかもしれない。いつかよそのおばさんに『ほんとうは、家にばかりくすぶってないで、何かちゃんとした仕事がしたいけど、まだ小さい子どももいるし、……』とっていました。

私は、母がどうしてそんなことを考えているのかよくわかりませんが、母が父のように会社へ行ってお仕事をするのはきっとすばらしいことにちがいないと思います。

父は、社会科の勉強をきいても、何でもよく知っています。でも母はなんだか自信がなさそうで、すぐに『お父さんにききなさい』といます。きっと母も会社につとめていれば、いろいろなことがなんでもわかるようになるだろうと思います。

私がお母さんになったら『お父さんにききなさい』といわなくてもいいようになりたいと思います。私は、女の人も家の中のことしか知らないのでは、つまらないと思います。』

**結果** ステップ3で被験者の推測判定した小学生の態度とステップ1で測定された被験者の態度の関係を作文の態度「動揺」の「誘導」要因と見て、「誘導」が被験者の態度を「極性化」させる方向にある「促進」、「反極性化」への「誘導」の可能性をもつ「抑制」、態度尺度上で作文の筆者と被験者の態度が同じ「現状維持」に事後的に3分類し、「誘導」要因をも独立変数と見なして、態度の「動揺」の3類型を従属変数として解析を試みる。実際には、「誘導」が「極性化」を「促進」する場合と「現状維持」の場合、態度の「動揺」に有意な差が生じないことが明らかになったので、「誘導」要因は「促進・現状維持」と「抑制」に2分して結果の考察が行われる。

また、「話し手」条件の被験者が記述したメッセージの論旨が、小学生の作文と意味的な関連をもつか否かを評定した。被験者の記述したメッセージが「小学生の作文に記述されている問題、論点にふれているか、直接の言及はなくても子どもの立場からみた母親の役割にふれているか」という教示で「関連性」が「非常にある」から「全くみられない」

までの7段階尺度で全体的印象の評定を心理学専攻の大学院生3名に求めた。3名の評定者間の無作為に抽出された100通のメッセージ評定結果の積率相関係数は.807から.695の範囲にあり、評定の信頼性は認められよう。また、同じ評定者に7段階で「どの程度立論に具体性があるか（具体的事実をふまえた論旨）」の評定を求めた。3名の評定の積率相関係数は.419から.589の範囲でやや低いが信頼性は認められよう。「関連性」と「具体性」との積率相関係数は.540 ( $p < .001, N = 100$ )である。

「話し手」条件をメッセージの「関連性」の中央値で高、低に2分し、「聞き手」条件をあわせた3条件に「誘導」の要因を加味して3×2の要因配置で態度の「動揺」の型の尤度比検定を行った（図3）<sup>2)</sup>。その結果、「誘導」要因の主効果 ( $\chi^2 = 22.709, df = 2, p < .001$ )と、2要因の交互作用 ( $\chi^2 = 17.387, df = 4, p < .005$ )が有意と認められる。

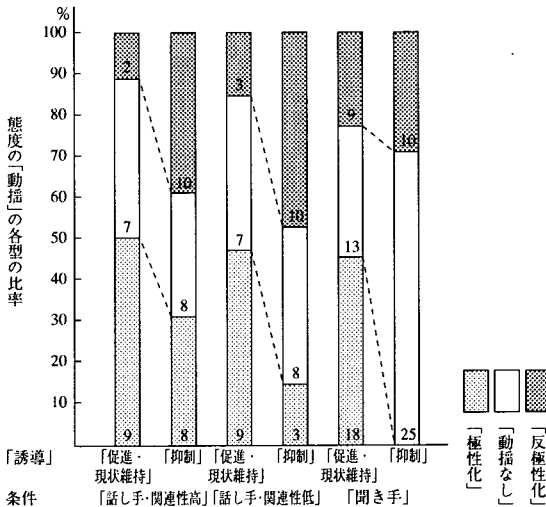


図3 研究Iの各条件の態度の「動揺」の型の比率

(グラフ中の数値は実際の頻度【人数】を示す)



対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

3条件間の態度の「動揺」の型に差がみられるのは、「誘導」が「抑制」の場合である（ $\chi^2=20.702, df=4, p<.001$ ）。「誘導抑制」について3条件を2条件ずつの対にして態度の「動揺」の型を比較すると、「話し手」の論旨の「関連性」の高い場合と「聞き手」条件の差（ $\chi^2=18.951, df=2, p<.001$ ）、「話し手」の立論の「関連性」の低い場合と「聞き手」条件の差（ $\chi^2=9.812, df=2, p<.01$ ）が有意である<sup>3)</sup>。「話し手」の立論が「関連性」が高いとき「聞き手」にくらべて「極性化」傾向が強いことを窺わせる。

表1 研究Iの「誘導抑制」の場合の態度の「動揺」の型の頻度の調整された残差分析の結果（ $3 \times 2 \times 3$ の尤度比検定の結果から抜き書き）

条件 「立論関連性」	「話し手」		「聞き手」
	高い	低い	
態度 の 動揺 「極性化」	0.15	-1.65	-4.34**
「動揺なし」	-1.35	-0.46	3.88**
「反極性化」	1.34	2.19*	0.13

\*  $p<.05$  \*\*  $p<.01$

表1は $3 \times 2$ の要因配置による全体の残差分析の結果から、「誘導抑制」の場合のみを抜き書きしたものであるが、「聞き手」条件に「動揺なし」が多く、「関連性」の低い論旨のメッセージを記述した「話し手」に「反極性化」への「動揺」が顕著に見られることが示されている。

考察 対立する態度をもつ他者に対して「話し手」となることは「聞き手」にとどまる場合よりも態度に「動揺」をもたらず場合が多いこと、その際、他者の立論に「関連性」の高い論旨のメッセージを記述した「話し手」では事前の態度を強化する方向への「動揺」を示し、「関連性」の低い論述を行った「話し手」は自己の態度を相手の態度に接近させる傾向を示した。「話し手」に態度の「動揺」が生じるとする根拠は、外言編集の過程で多少とも他者の視点を取り入れることから自己生成的な

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

不協和が喚起されるとの予想にある。この予想が妥当であれば、対立する態度（「誘導抑制」）をもつ受け手の論理と「関連性」の高いメッセージを記述した「話し手」は、態度の「反極性化」への「動揺」を来すことが予想される。結果はむしろ逆であった。「関連性」の高いメッセージ編集を規定する要因の検討が必要であると思われる。

## 研究Ⅱ 「話し手」が受け手の立論と「関連性」の高いメッセージを構成するか否かを規定する要因の吟味

### (1)実験1 外言の意義の検討

**目的** 受け手の立論と文脈上「関連性」の高いメッセージが編集されるのはいかなる要因によるかを検討する。ここでは、自己の「メモ」として内言の記述を求め、「話し手」が受け手の立論と「関連性」の高いメッセージを記述したのは「話し手」自身が類似の認知要素を保持していたことによる可能性の有無と、その際に「極性化」が生じたのは Sadler & Tesser (1973) が示した「思案 (thought)」の効果によるか否かが検討される。

**方法** 被験者：4年制大学の1～2年の女子学生83名。メッセージの内容分析には83名の資料が用いられる。態度の「動揺」の資料にはステップ1で態度および確信度のいずれかでも尺度上の極端に位置するものと心理的中立点4に態度が位置するものは除外される。実験手続き：研究Ⅰのステップ4に相当するところで「自分の考えを自分自身のためのメモとして書く」ように求める以外は研究Ⅰと同じである（図2参照）。実験は全被験者一斉に実施した。すべての被験者に「メモ」の記述を求め、対照群としては研究Ⅰの「聞き手」条件の結果が用いられる。メモ記述時間は15分である。実験月日：1982年6月。

**結果** 「メモ」の論旨と作文との「関連性」：「メモ」の論旨と作文の立論の「関連性」の評定を研究Ⅰと同じ評定者に求めた。その結果、「全く関連性がみられない」とされたものが83名中70名（84.3%）に達し

た。研究Ⅰの「話し手」条件でこれに該当する被験者の比率は15.5%であった。「関連性」の分散に研究Ⅰの「話し手」条件と本実験の「メモ」条件の間に有意な差が認められたので、「誘導」要因の2分類を組み込んで「関連性」の高さの中央値検定を試みたところ、主効果として研究Ⅰの「話し手」条件に対して「メモ」条件では小学生の作文内容との「関連性」は有意 ( $\chi^2=109.902, df=1, p<.001$ ) に低いことが示された。

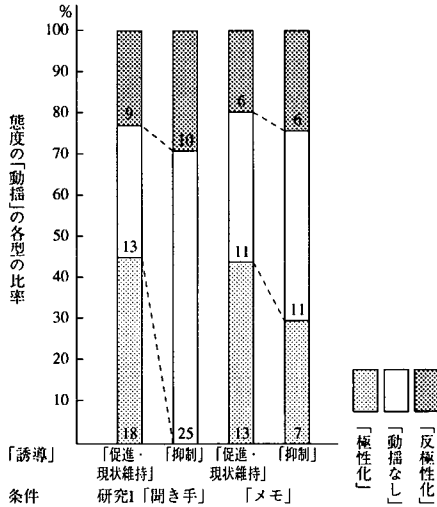


図4 研究Ⅱの実験1と研究Ⅰの「聞き手」条件の態度の「動揺」の型の比率の比較  
(グラフ中の数値は実際の頻度 [人数] を示す)

態度の「動揺」：内言としての「メモ」記述の態度の「動揺」への効果を検討するために研究Ⅰの「話し手」条件のメッセージの論旨の「関連性」の高、低と「聞き手」条件および「メモ」条件を加えた4条件に、「誘導」の「促進・現状維持」「抑制」を組み込んで4×2の2元配置で態度の「動揺」の型の尤度比検定を試みた。その結果「メモ」条件との

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

間に有意な差が認められたのは「誘導抑制」の場合の「聞き手」条件のみで、「メモ」を記述した場合には「聞き手」の場合よりも「極性化」方向に態度の「動揺」を示すものの比率が高く（ $\chi^2=11.805, df=2, p<.005$ ）なることを示しているといえよう（図4）<sup>3)</sup>。

## (2)実験2 「話し手」の論旨の「受け手」の立論との「関連性」を規定する要因としてのメッセージの受け手の存在の意義

**目的** 実験1の結果は、「話し手」の立論に「受け手」の立論との「関連性」が生じるのは外言としてメッセージを記述したことに基づく可能性が高いことを示した。しかし、これはBurnstein&Vinokur (1977)のいう当該文化に蓄積された立論が、一般的な公共性のある議論として外言化された可能性はないかを検討する。

**方法** 被験者：女子短期大学の1～2年生168名。実験条件に95名、統制条件に73名。実験条件では外言としてメッセージを2回記述することを求めたが、2回目の記述を行わなかった被験者6名を除き89名の資料が用いられる。態度の「動揺」についてはステップ1で態度および確信度のいずれかでも極端な位置にあるものと態度が心理的中立点4にあるものが除外され、被験者数は59名となる。統制条件は、45名になる。手続き：図5参照。実験条件のステップ2でステップ1で示された論題についての自己の見解と根拠を他大学の女子学生に述べるように求めたこと、メッセージ記述時間を10分間としたこと、全員の実験を一斉に実施したこと以外は研究Iの「話し手」条件と同じ手続きである。ステップ3以降は研究Iのステップ2以降を参照。記述時間を短縮したのは被験者の負担を軽減するためである。実験月日：1982年10月。

**結果** メッセージの論旨の「受け手」の立論との「関連性」：これまでと同じ評定者にメッセージの論旨と作文との「関連性」の評定を求め、研究Iの「関連性」高低の区分と同じ基準で高低を分け、実験条件のステップ2と5の2つのメッセージの作文の立論との関連性の高低の連関

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について (永田)

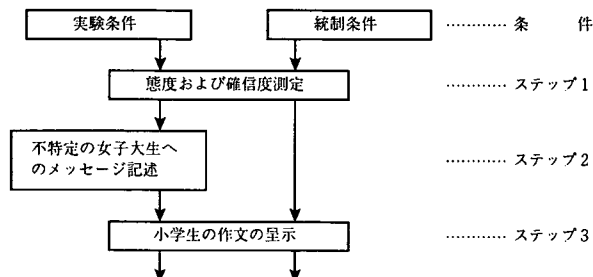


図5 研究Ⅱの実験Ⅱの手続きの概要

(ステップ3以降は図2のステップ2以降と同じ。図2参照)

を検討した(表2)。次に「誘導」の要因を「促進・現状維持」「抑制」に2分し、実験、統制条件と組み合わせて2×2の要因配置で「関連性」の平均値(表3)の差の検定を行なった。その結果、実験条件と「誘導」要因の交互作用が有意となり( $F=6.095, df=1/100, p<.05$ )、実験条件における「誘導」の要因( $F=8.242, df=1/100, p<.01$ )、「誘導抑制」における実験条件と統制条件間に有意差( $F=6.156, df=1/100, p<.05$ )が見出された。

表2 立論内容が不明の不特定の大学生へのメッセージと  
作文の筆者へのメッセージにみられる作文内容との  
「関連性」の連関

大学生への メッセージ		作文との「関連性」	
		高い	低い
作への 文のメ と 筆ッ 者セ「   連 ジ 性」	高い	0	41
	低い	0	48

CR=6.403  $p<.01$

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

表3 研究Ⅱ・実験2のステップ5での作文の筆者へのメッセージの作文の論旨との「関連性」（得点が高いほど「関連性」が高いことを示す）

条件 誘導	実験条件		統制条件	
	「促進と」 現状維持	「抑制」	「促進と」 現状維持	「抑制」
人数	31	28	27	18
平均	2.8	4.5	3.4	3.1
標準偏差	1.86	2.13	1.95	2.04

態度の「動揺」：「誘導」と実験、統制条件を要因として態度の「動揺」の型の分布の差を尤度比で検定した（図6）。「誘導」の主効果（ $\chi^2=15.497, df=2, p<.001$ ）と実験条件と「誘導」の交互作用が有意（ $\chi^2=10.535, df=2, p<.01$ ）で、便宜的に要因を分割して検定を試みると「誘導抑制」の場合に条件間に有意差（ $\chi^2=7.135, df=2, p<.05$ ）が認められる<sup>3)</sup>。2×2要因配置による尤度比検定の調整後残差は、統制条件で「極性化」を示したものが少ないことを示している（調整後残差；-3.25,  $p<.01$ ）。

研究Ⅱの結果の考察：「メモ」や立論の不明の不特定他者へのメッセージに作文に「関連」する論旨が記述されることは稀であり、被験者の母集団の性質に大きな相違がないとすれば、研究Ⅰの結果にみられたメッセージの論旨と作文の立論との関連性は、偶発的に被験者の保持する認知要素が作文と類似していたためではないこと、また、当該文化での公共的立論として、一見作文の立論と「関連性」が高いメッセージが記述された可能性も低いと云えよう。

研究Ⅱの実験2の実験条件の「誘導抑制」の場合に「関連性」の高いメッセージが記述されたことは、「関連性」のあるメッセージの記述が被験者自身の態度構造の認知的整合性の高さに関係する可能性を示唆している。実験群は不特定の他者にメッセージを記述することによって Sadler & Tesser (1973) の「思案」による態度の内的整合性を高め、既

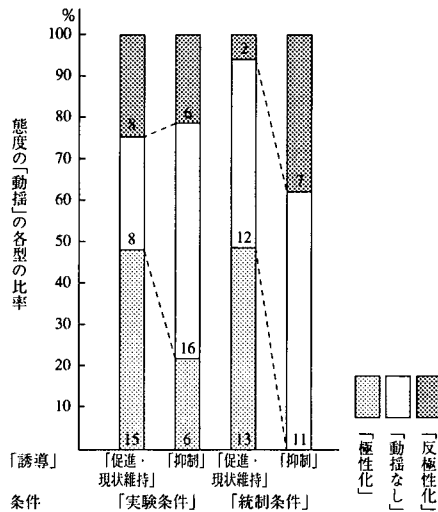


図6 立論の手掛かりのない不特定の他者に外言の記述を求めた実験条件と立論の手掛かりの多い小学生へのメッセージ記述を求めた統制条件の態度の「動揺」の型の比較（グラフ中の数値は実際の頻度〔人数〕を示す）

有の態度傾向を強める方向に「動揺」が生じている可能性があるからである。研究Iで「関連性」と立論の「具体性」との相関が高いことが見いだされていることも「関連性」は態度構造の強固さに起因すると推定する根拠の一つになろう。

### 研究Ⅲ メッセージの受け手、論題への関心とメッセージの論旨と受け手の立論の「関連性」の関係について

目的 他者の立論と「関連性」の高いメッセージが編集されるのは、受け手の態度への知識をもつことと、「話し手」の態度の構造的安定性が高い場合であることが示唆された。しかし、受け手となる相手の立論

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

と「関連性」の高いメッセージを構成することが、合意の形成とどのような機制で結びつくのかは明らかでない。むしろ、われわれの仮説とはことなり、対立する態度をもつ受け手の立論と「関連性」の高いメッセージを記述することは「話し手」の態度の「極性化」傾向と関係し、受け手との対立を強めると見られる結果が生じているといえよう。

Newcomb（1960）のいう「自閉的」な力は、受け手への関心の強さに、「実在一志向」性は論題に関わる態度の構造的安定性、認知構造の整合性に関係すると考えられる。そこで、受け手への関心、論題への関心を喚起して「思案」の機会を与えることが「話し手」のメッセージの論旨と受け手の立論との「関連性」に関わるか否か、またそれらが態度の「動揺」といかに関わるかを検討する。

方法 被験者：女子短期大学の学生1～2年生182名。これまでの研究と同様に態度あるいは確信度のいずれかでも尺度の極端にある場合と態度の心理的中立点4にある被験者は態度の「動揺」の検討からは除外され、被験者数は156名になる。手続き：図7に示す。「相手志向」条件はステップ4において作文の筆者の生活についての印象、想像の記述を求め筆者への関心を喚起し、「論題志向」条件はステップ4で論題に関係すると予想される自己の就職、進路の希望の記述を求められる。ステップ5も含め記述時間は各10分間で、その他のステップは研究Ⅱの手続と同じである。実験月日：1982年11月。対照群としては研究Ⅱ・実験2の統制条件が当てられる。

結果と考察 メッセージの論旨と作文の立論との「関連性」：メッセージの論旨と作文内容との「関連性」は研究Ⅱと同じ評定者に評定を求めた。二つの実験条件および対照群の「関連性」の平均値の差を「誘導」要因を加味した2元配置の分散分析で検定した。結果は、主効果、交互作用とも有意水準に達していない。

態度の「動揺」：実験条件（対照群を含む）と「誘導」要因の3×2の尤度比検定の結果、条件と「誘導」要因の交互作用が有意（ $\chi^2=$



対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

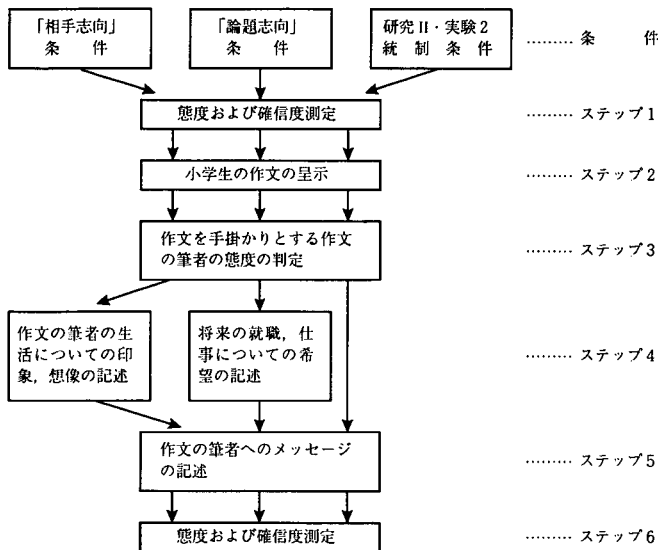


図7 研究Ⅲの実験手続の概要

16.825,  $df=4$ ,  $p<.01$ ) となった。残差分析の結果、「誘導」抑制の場合に統制条件において「極性化」したものの比率が顕著に低く（残差；-3.181,  $p<.01$ ）, 「反極性化」したものの比率が高い（残差；2.327,  $p<.05$ ）ことが見いだされた（図8）。対照群である研究Ⅱ・実験2の統制条件に比べて、両実験条件において、既存の態度がより堅持される傾向にあると云えよう。

実験操作が妥当であるとすれば、「論題」、「受け手」への関心の喚起は「話し手」に受け手の立論内容と「関連性」の高いメッセージを編集させる要因として有効とは云えないこと、しかし、「論題」あるいは「受け手」への関心の喚起は、論題に関する態度の内的構造を既存の態度を維持する方向で一層安定させる効果をもつこと、すなわち「思案」の効果が生じることが示唆される。

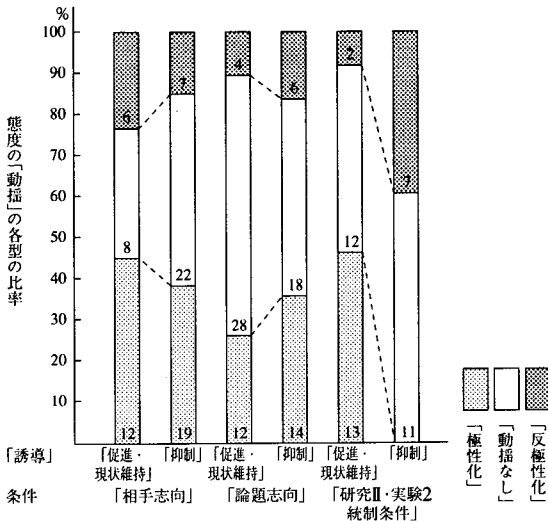


図8 研究Ⅲの各条件の態度の「動揺」の型の比率  
(グラフ中の数値は実際の頻度 [人数] を示す)

#### 研究Ⅳ コミュニケーションへの動機的態度と受け手の立論と「関連性」の高いメッセージ記述の関係

**目的** 受け手の立論と高い「関連性」をもつメッセージの記述が受け手の役割の取得を意味するとすれば、以上の実験の結果は、役割取得が、対立する立場の人々の態度の相違を顕在化させることを示唆し、「話し手」が受け手を説得し得ない限り不協和の増大が予想される。しかし、「関連性」の高いメッセージの記述と態度の「極性化」の関係、「関連性」とメッセージの「具体性」との関係を考慮すると、対立する受け手の立論を取り入れることが自己の態度に不協和を喚起することを考慮する必要のない程に態度の内的安定性が保持されている場合に、受け手を説得する方略として受け手の役割を取得すると考えることもできよう。ここで、「関連性」の高いメッセージ編集の要因として「話し手」のコミュニケーションへの動機的態度（永田，1986）を検討する。また、以上の

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について (永田)

考察が妥当であれば、受け手の立論内容の手掛かりが少ない場合にはメッセージ編集の手掛かりが少ないために対立する可能性のある他者への自発的なメッセージ送付は抑制されることも予想され、あわせてこれを検討する。

方法 被験者：4年制大学の女子学生348名。メッセージの受け手の立論判断の手掛りの多少の2条件を設定し、14~20名単位でそのつど被験者を2条件に無作為に割り当てて実施した。しかし、手掛りの少ない条件で自発的に「話し手」の役割を取る被験者が少なく、「手掛り」の多い条件は315名、「手掛り」の少ない条件は33名で実験を打ち切った。手続き：図9に示す。「手掛り」の多い条件は研究Ⅱと同じ小学生の作文を呈示される。「手掛り」の少ない条件は、態度尺度上に1人の小学生の意見として、研究Ⅰ以下で最も多くの被験者が作文の筆者の態度とした「3」に○印をつけたものを提示する。ステップ3では、ステ

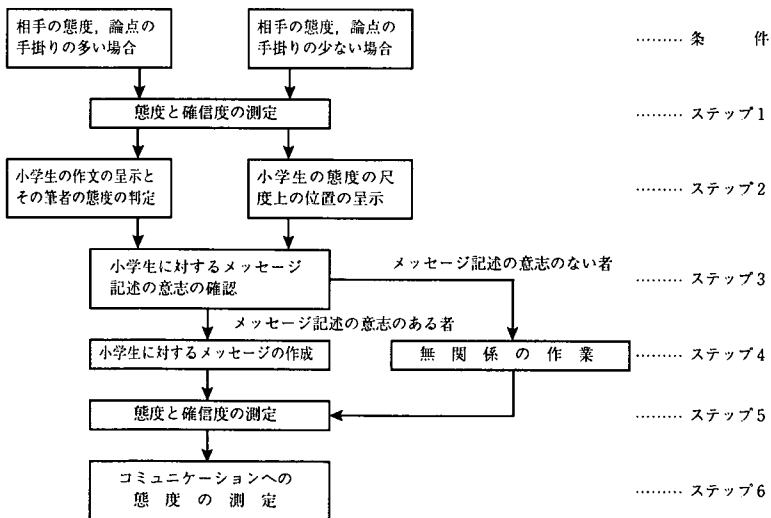


図9 研究Ⅳの実験手続の概要

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

アップ2で呈示した小学生に「あなたの意見，考えを手紙で知らせたいと思うか」を問い，その意志のある被験者には手紙の記述を求めた。その他の被験者には論題と無関係な作業として遊びについての記述を求めた。記述時間はともに10分間である。実験月日：1983年4月～5月。

**結果** 手掛りの多少とメッセージ記述行動および態度の「動揺」：「誘導」要因別にメッセージ記述行動の生起率を見ると，「誘導促進」で37.5%，「現状維持」36.5%，「抑制」34.0%で有意差は見られず（ $\chi^2=0.167, df=2$ ），全体として「手掛り」の多少がメッセージ記述行動を規定していることが示された（ $\chi^2=15.084, df=1, p<.01$ ；表4）。「手掛り」の多い条件で記述されたメッセージの作文の立論との「関連性」を「誘導」要因別に見ると平均値には有意な差は認められない。しかし，メッセージの「関連性」の高さを対照群を研究Ⅱ・実験2の統制条件に求めて比較すると，研究Ⅳのメッセージの「関連性」が有意に高いことが示された（ $F=19.415, df=1/105, p<.01$ ；表5）。

表4 研究Ⅳにおけるメッセージ記述行動と相手の態度，  
論点の手掛かりの多少の関係

条件 メッセージ記述行動	「手掛りの 多い場合」	「手掛りの 少ない場合」
記述した者	112 (35.6)†	2 (6.1)
記述しなかった者	203 (64.4)	31 (93.9)
計	315 (100.0)	33 (100.0)

†（ ）内は百分率

「手掛り」の多い条件で，「誘導」要因を加味し，研究Ⅱ・実験2の結果を統制条件として，メッセージ記述者と非記述者の間の態度の「動揺」の比較を行なうと，「誘導」要因の主効果（ $\chi^2=16.737, df=2, p<.001$ ）

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

表5 研究Ⅳのメッセージ記述者のメッセージ内容と受け手（作文の筆者）の立論との「関連性」（得点が高い程「関連性」が高いことを示す）

条件 誘導	研究Ⅳのメッセージ記述者†		研究Ⅱの実験2の統制条件	
	「促進と 現状維持」	「抑 制」	「促進と 現状維持」	「抑 制」
人 数	28	36	27	18
平 均	4.4	5.1	3.4	3.1
標準偏差	1.64	1.45	1.95	2.04

† 研究Ⅳのメッセージ記述者は、態度の「動揺」の検討が可能な被験者のみの資料による。

および「誘導」と記述者・非記述者、統制条件の交互作用 ( $\chi^2=12.132$ ,  $df=4$ ,  $p<.05$ ) が有意となった。調整後の残差を見ると、メッセージ非記述者は「誘導抑制」の場合に「極性化」を示すものが有意 ( $-2.33$ ,  $p<.05$ ) に少なく、「反極性化」を示すものの比率が高い ( $2.70$ ,  $p<.001$ ) ことが見出された。

コミュニケーションへの動機的態度尺度の信頼性および動機的態度とメッセージ記述行動の関係：表6に手掛りの多い条件でメッセージを記述した者と記述しなかった者各66名を無作為に抽出して標準化 $\alpha$ 係数を求めた結果を、同じ項目を用いた永田(1986)の結果と併記して示した。

表6 研究Ⅱにおけるコミュニケーションへの動機的態度測定尺度の標準化 $\alpha$ 係数

標本 (研究)	尺度	「知識の 獲得」	「知識の 提供」	「好意の 獲得」	「好意の 表明」	「関係へ の関与」	「話題の 回避」
	永田 (1986) の結果		.901	.835	.887	.899	.893
研究Ⅳの結果		.856	.884	.858	.866	.907	.742

この尺度によるコミュニケーションへの動機的態度とメッセージの「関連性」の関係を積率相関係数で見ると「誘導」が「抑制」の場合に「知識の提供」「好意の獲得」を目指す態度と「関連性」の高さに有意な相

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

関が見られた（表7）。

表7 コミュニケーションへの動機的態度とコミュニケーションの受け手の立論と「関連性」の高いメッセージを記述することの関係

尺度	誘導	「促進と現状維持」†	「抑制」††
1「知識の獲得」		-.046	.031
2「知識の提供」		.080	.351*
3「好意の獲得」		.005	.384*
4「好意の表明」		-.144	-.069
5「関係への関与」		.067	.213
6「話題の回避」		-.142	-.109

†人数=28 ††人数=36 \* $p < .05$ （両側検定）

**考察** メッセージの受け手の態度の立論の手掛りが少ない場合にメッセージ記述行動が生じにくいことは、コミュニケーション行為が多少とも受け手の反応の予測の上に成立することを示している。また、コミュニケーション行動の動機的態度尺度は、実際にメッセージの記述を求めなかった先の研究（永田，1986）の結果とほぼ一致し、動機的態度の構造の安定性が示唆された。さらに、メッセージの送り手の態度の「動揺」は「極性化」傾向を示す一方で「誘導抑制」の際の「関連性」のあるメッセージ記述と受け手に対する「知識の提供」と「好意の獲得」を目指す態度が関係していることは、「関連性」のあるメッセージの記述は頑なな自己の態度の強化のみを意味するとはいえないことを示唆している。

#### 補論 態度の「動揺」の指標の妥当性について

態度と確信度がU字型の関係にあれば、態度が極端化すると確信度は高くなり、態度が中立化すれば確信度は低下すると予測される。この予測に照らして態度と確信度の変化の方向が一致、あるいは矛盾しない場

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

合、不一致か矛盾する場合を、まず、その結果に、「誘導」要因による一致・無矛盾例と不一致・矛盾例の発生率にはいずれの実験においても、また実験間にも有意な差は見られない研究ⅡからⅣの資料で検討した。全資料をまとめて態度と確信度がともに極端化と高揚を示すか、ともに無変化の場合を「一致」、 「態度の変化は見られないが確信度のみ変化」する場合、「態度のみ変化」する場合、「矛盾した変化」がみられる場合を示したのが表8である。矛盾例と態度のみが変化する場合が少ないこ

表8 研究Ⅱ～Ⅳまでを総括した態度と確信度の変化の型の出現頻度

変化の型	実測値	期待値	調整された残差
「一致」	292	165.333	15.361**
「確信度のみ変化」	124	110.222	1.515
「態度のみ変化」	59	110.222	-5.198**
「矛盾した変化」	21	110.222	-8.684**

$\chi^2=218.005$   $df=3$   $p<.001$  \*\*  $p<.01$  (両側検定)

表9 研究Ⅰの各条件における態度と確信度の変化の型の出現頻度  
(ただし、「誘導抑制」の場合の数値のみを抜き書き)

条件 変化の型	「話し手・関連性高」	「話し手・関連性低」	「聞き手」
「一致」	10 (-1.89)††	9 (-1.24)	30 (4.09)**
「確信度のみ変化」	10 (1.81)	6 (0.46)	2 (-2.93)**
「態度のみ変化他」 †	6 (0.41)	6 (1.04)	3 (-1.93)

† 「態度のみ変化」「矛盾した変化」は頻度が少ないため合併して検定。

†† カッコ内は調整後の残差を示す。

\*\*  $p<.01$

とがわかる。すなわち問題になるのは、確信度のみが変化する場合である。メッセージの「関連性」の意味の検討をも念頭に、別途に研究Ⅰの

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

3条件×2「誘導」要因配置で変化の型の差異を尤度比検定で求めると2要因の交互作用は有意 ( $\chi^2_{(1)}=12.272, df=4, p<.05$ ; ただし頻度の少ない「態度のみ変化」以下は合併して検定)である。「誘導抑制」の要因が態度の「動揺」に関わることから、検定は全体として行ったが、「誘導抑制」の場合の数値を抜き書きして変化の型と残差を示したのが表9である。一方的に作文の影響を受けたと見られる「聞き手」条件において「一致」した変化が顕著に見られ、むしろ自己の態度に固執したと見られる「関連性」の高いメッセージを編集した「話し手」群で確信度のみの変化を示したものと比較した場合に「確信度のみの変化」したものは顕著に少ない。確信度のみの変化が態度変化の過渡的状態を示していると考えられるのではないであろうか。これは、われわれの態度の「動揺」の指標がある程度の妥当性をもつ根拠になるように思われる。

### 総括的考察と結論

他者との関係において「話し手」として行為することそれ自体が、自己自身の内に認知的不協和を喚起する可能性があるという仮説が、態度の「動揺」の生起を現象的指標として検討された。少なくとも「聞き手」の立場にとどまる場合に比べて「話し手」となることが態度の「動揺」を顕著にもたらすという意味では、この仮説は基本的には立証されたと考えられよう。そこに、社会的な実在性の担い手である他者との積極的関与を通じて実在—志向的な認知の成立の可能性を考慮することができるであろう。しかし、さらに理論的な精緻化を計るためにはいくつかの問題が残されているように思われる。

ここで得られた実験的事実は、「話し手」の立場に立つ場合に相手の論点には触れないまま自己の見解を述べるという行為自体が「話し手」の既存の態度と矛盾する相手の態度への接近という方向に態度を「動揺」させる一方、相手の立論と関連する視点から「話し手」として意見を述べた場合には自己の既存の態度を一層強化させるという本来の仮説の論理



対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について（永田）

とは矛盾しているといえよう。自己と立論の異なる他者に対して、その論旨を取り入れつつ説得を試み、その他者を同調させることによって不協和の低減を試みる場合に、他者の論理を取り込む過程において自己内に矛盾を喚起するという仮説そのものは再検討が必要であると思われる。

「話し手」のメッセージの論旨の受け手の立論との関連性の高さは、態度の認知的構造的整合性が高いこと、具体的な他者の存在が確認されることの二つと結びついていること、「関連性」の高いメッセージを編集することと自己の既有的態度の強化が結びついているにも拘らず相手への対立的姿勢よりも、好意的かつ能動的な関与への態度を伴うことは重要な意味をもつように思われる。態度の強化は対立の顕在化と見えるが、深い水準でのうわべではない意味的（Crak & Tulving, 1975）な合意形成のためには相互の相違点の明確化の過程が必須であることを示唆している可能性があると思われる。

#### 注

- 1) この研究の一部は、昭和57, 58, 59年度文部省科学研究費補助金（一般研究C課題番号 57510052 研究代表者 永田良昭）を受けて行われた。
- 2) 以下の尤度比検定は、一部を除き、後に篠原（1989）としてまとめられたものを草稿段階で参照する機会を与えられて貴重な示唆を得た。草稿を参照する機会を提供していただいた篠原弘章氏に謝意を表する次第である。また、今回改めて篠原（1989）のプログラムで検算を行った。
- 3) 一部の条件を取り出して部分的に比較することになるために有意水準の設定に関して考慮が必要である。Rayanの方法（岩原, 1964）に準じれば、ここでは  $p < .01$  以下の危険率の場合、実質  $p < .05$  水準で有意と見なす程度の補正が必要である。

#### 引用文献

- Berkowitz, L., & Devine, P.G. 1989 Research traditions, analysis, and synthesis in social psychological theories: The case of Dissonance Theory. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **14**, 493-507.
- Berlyne, D.E. 1960 *Conflict, Arousal, and Curiosity*. McGraw-Hill.
- Burnstein, E., & Vinokur, A. 1977 Persuasive argumentation and social comparison as

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について (永田)

- determinants of attitude polarization. *Journal of Experimental Social Psychology*, **13**, 315-332.
- Cantril, H. 1946 The intensity of an attitude. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, **41**, 129-135.
- Cooper, J. & Fazio, R.H. 1984 A new look at dissonance theory. In L.Berkowitz (ed.) *Advances in Experimental Social Psychology*. Vol.17 Academic Press, 229-266.
- Cotton, J.L. 1985 Cognitive dissonance in selective exposure. in D.Zillmann, & J. Bryant (Eds.) *Selective Exposure to Communication*. Lawrence Erlbaum. pp. 11-33.
- Craik, F. I. M., & Tulving, E. 1975 Depth of processing and the retention of words in episodic memory. *Journal of Experimental Psychology : General*, **104**, 268-294.
- Ehrlich, D., Guttman, I., Schönbach, P., & Mills, J. 1957 Postdecision exposure to relevant information. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, **54**, 98-102.
- Festinger, L. 1957 *A Theory of Cognitive Dissonance*. Row, Peterson and Company.
- Guttman, L., & Suchman, E.A. 1947 Intensity and a zero point for attitude analysis. *American Sociological Review*, **12**, 57-67.
- 原岡一馬 1970 態度変容の社会心理学 金子書房
- 林知己夫 1955 態度尺度構成の新しい試み 高木貞二編 心理学における数量化の研究 東京大学出版会 226-253頁
- Heider, F. 1958 *The Psychology of Interpersonal Relations*. John Wiley & Sons.
- 岩原信九郎 1964 新しい教育・心理統計 ノンパラメトリック法 日本文化科学社
- Johnson, R., Kelly, R., & LeBlanc, B.A. 1995 Motivational basis of dissonance: Aversive consequences or inconsistency. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **21**. 850-855.
- Krech, D., Crutchfield, R.S., & Ballachey, E.L.1962 *Individual in Society: A Textbook of Social Psychology*. McGraw-Hill.
- Lazarsfeld, P. 1942 Effects of radio on public opinion. In D.Waples (ed.) *Print, Radio, and Film in a Democracy*. Univ.of Chicago Press. pp. 114-158.
- McGuire, W.J. 1985 Attitudes and attitude change. In G.Lindzey, & E.Aronson (eds.) *Handbook of Social Psychology : Special Fields and Applications*. Vol. II. Random House. pp. 233-346.
- 永田良昭 1983 態度の「極性化」現象と認知的均衡理論について 学習院大学文学部研究年報 第30輯 335-353頁.
- 永田良昭 1986 コミュニケーション行為への動機的態度測定を試み——仮想の状況による予備的検討—— 学習院大学文学部研究年報 第33輯 205-227頁.

対人関係において能動的な役割を取得することに基づく自己生成的な認知的不協和について (永田)

- Newcomb, T.M. 1960 Varieties of interpersonal attraction. In D. Cartwright, & A. Zander (eds.) *Group Dynamics*. 2nd ed. Harper & Row.pp.104-119.
- Scher, S.J., & Cooper, J. 1989 Motivational basis of dissonance: The singular role of behavioral consequences. *Journal of Personality and Social Psychology*, **56**, 899-906.
- Sadler, O., & Tesser, A. 1973 Some effects of saliences and time upon interpersonal hostility and attraction during social isolation. *Sociometry*, **36**, 99-112.
- 渋谷昌三・永田良昭 1979 社会環境 望月 衛・大山 正編 環境心理学 朝倉書店 145-159頁.
- 篠原弘章 1989 ノンパラメトリック法 行動科学のBASIC 第5巻 ナカニシヤ出版.
- Vygotsky, L. 1986 *Thought and Language*. (translation newly revised and edited by Kozulin, A. The MIT Press)

(心理学科 教授)