

特集：世代間利害調整

政治的信頼と世代間ギャップ

——政治的システム・サポートの変化——

田 中 愛 治

本稿の目的は、まず第1に、日本の政治システムに対する国民の支持態度の変化を時系列に追い、またその意識構造の変化を探ることにある。次に、その政治システム支持が社会保障システムへの支持にもつながるのかを検証することである。本稿では1976年から2001年までの世論調査データを分析し、それらの仮説を検証することを主眼とした。同時に、日本人の政治意識に世代間の格差が日本の政治システム支持ならびに社会保障システムにも、さらには内閣支持率にも、影響を与えているかどうかを検証した。マクロな視点から見ると、内閣支持率の時系列変化が日本の政治システム支持の変動を説明するよう見えるが、2001年に実施した全国世論調査データの分析によれば、内閣支持は政治システム支持にはほとんど影響を与えていなかった。しかし、政治システム支持のある1側面は、世代とともに社会保障システムの支持に影響を持っていたことが示されたのである。

1. はじめに

現在の日本社会は、1990年代以降に政党システムに大きな変動がおり、政党の離合集散が繰り返される中で、国民の政治に対する不信任は著しく増加したといわれている。また同時に、日本経済の停滞と長引く不況により、国民の日本経済システムに対する信頼感も損なわれてきていると見てよいだろう。すると、日本の政治システムへの信頼感、長引く日本経済の不況によって、どのくらいの影響を受けているだろうか。

このような現象を前にして、注目すべき点は、現在の日本の政治システムに対する信頼感に関して世代間の格差が存在するのではないかということである。その根拠として考えられるのが、若い世代における投票率の低下が顕著なことであり、また無党派層も若い世代において急増していることがあげられる。前者は日本の民主主義システムに対する不信任の表れと考えられ、後者は日本の政党システムならびに政治指導者達への不信任の表れと見るのが出来よう。もし政治システムに対する世代間格差(generational gap)が存在するならば、将来の日本のデモクラシーの行方は暗いと考えざるを得ないだろう。

また、近年懸念されていることは、若い世代

が自分たちの将来の生活は社会保障制度に頼ることが出来ないと考え始めていることであり、したがって、現時点でも高齢者の生活を支える社会保障制度を若い世代が支える気持ちが弱くなっているのではないか、という議論もなされている。この点も、実証的に検証する必要があるが、より大きな視点からは、先に述べた政治システムに対する信頼感が低下しているとすれば、それがまた社会保障制度への信頼感の低下につながっている可能性があるだろう。この両者の関係を世代間格差の要因も含めて、実証的に検証してみる必要があるだろう。

また、社会保障制度への信頼感、先に述べたように、若い世代が高齢者世代の生活を支えることを拒否するのであれば、その態度には世代間の格差が生じているだろう。この社会保障システムへの支持態度における世代間格差は、先に述べた政治システム支持に関する態度の世代間格差とどのように関連しているのだろうか。この点も実証的に検証すべき問題であろう。

さらに、近年の日本社会の状況を検討する際には、政治と経済の両面で時系列変化が起きていることを考慮する必要がある。経済の各指標は1990年代初頭から長期にわたって低下傾向にあり、日本経済に関する国民意識もそれとパラレルに動いていると考えられる。政治に関しても1990年代初頭から政治不信は継続してき

ていたが、2001年4月になって小泉内閣が誕生すると、内閣支持率、即ち現職政権への支持(incumbent support)は、急激に上昇したのである。その後、小泉内閣支持率は2002年1月末以降、急激に下降したが、本稿ではその変化までは分析の対象にしておらず、2001年10月までを分析対象としている。したがって、1990年代初頭から2000年代初頭までの日本経済の衰退のある程度一貫した傾向と、同時期の政治的信頼の低下傾向とその後の急上昇とを、視野に入れて本稿の分析を進めることになる。

現職政権への支持と政治システム・サポートは政治学の概念上は明確に区別される概念であるが、日本においては、1955年から93年まで一貫して自民党が政権を担当し、また94年7月以降は自民党が連立政権の中心に位置してきたために、日本においてはしばしば現職政権支持と政治システム支持との混同が見られた。筆者は、この両者の概念の区別の重要性を意識して研究発表をしてきたが(Tanaka, 1984, 1985, 2000, 2001; 田中, 1995, 1996)、本稿においては、両者を異なる概念と区別した上で、特に小泉内閣の誕生による内閣支持率の上昇が、政治システム支持の上昇とどのように関連しているのかを分析する。このことは、現職政権支持と政治システム支持との概念的区別を実証的に確認する上でも重要であろう。

本稿では、これらの疑問点をミクロ・レベル・データ(世論調査データ)を用いて分析することとしたい。

2. 政治的システム・サポートの概念化

——理論モデルと作業定義——

まず本稿におけるデータ分析の前に、政治システム支持態度(system support)の概念を整理する必要がある。このあと見ていくように、「政治不信」と一般に呼ばれている概念は政治システム・サポートの概念の一側面でしかないが、政治不信とは一般には国の政治を運営している政治家達に対する不信感を表す用語として用いられている。政治学的には、現職の政権(内閣)に対する支持態度と、政治システム支持に対する支持態度があり、後者の政治システム支持態度はいくつかの側面をもち、いわゆる政治不信(政治信頼の欠如と言う意味で)も政治システム支持態度に含まれると考えられる。

では、その政治システムに対する国民の支持

態度、すなわちシステム・サポートの概念を、理論的に整理してみよう。システム・サポートは、その国の政治のあり方やその枠組みなどを含めた政治システム全体に対する国民の支持態度であり、本来は現職の政権に対する支持態度とは区別される。S・M・リップセット(Lipset, 1959, 1960)ならびにJ・リンツ(Linz, 1978)は、国民が政治システムに正統性(legitimacy)を認めている状態を、国民が政治システムを支持していると表現している。リップセットの定義によると、ある政治システムの正統性は、「その政治システムにおける現存の政治制度上の構成(institutional arrangements)が、その社会にとって最適である(他の制度的な構成よりもよい)」という信条をその政治システムの構成員が有している場合に、存在する(Lipset, 1960, p. 64)。

この概念をD・イーストンはさらに細分化して概念化し、彼はシステム・サポートを、その政治システムのどの側面を対象とするかによって、3分類した。その3つの側面とは、(a)政治的共同体(political community)への支持、(b)政治体制(political regime)への支持、(c)政治的指導者(政治的権威者 political authority)への支持である(Easton, 1965, pp. 171-219)。

政治システムの異なる側面に対する支持態度が存在するはずだ(システム・サポートの多次元性がある)というイーストンの主張とその理論化へ試みは貴重なものであったが、実証的に一般市民の政治的態度を分析していくと、イーストンの概念化の通りには一般国民は自国の政治システムの側面を捉えていない。筆者はこの点を早くから指摘してきたが(Tanaka, 1985)、近年になってほぼこの主張と同じ視点からシステム・サポートを実証的に分析し、理論的概念モデルも提示した研究が現れた(Norris, 1999a)。

ノリスはその編著の序章に示した理論モデル(Norris, 1999b)において、共通の分析枠組みとして、民主主義的な政治システムを想定し、システム・サポートの対象としての政治体制をさらに三つに分けた。さらに、システム・サポートは、以下のような政治システムへの支持の対象によって5つに分類できる。(1)政治的共同体(Political Community)——自分の国や国民、文化に対する一体感や愛着・誇り；(2)政治体制の原理(Regime Principles)——理想的な政

府の形態としてのデモクラシーへの支持態度；(3)政治体制の業績(Regime Performance)——その政治体制がうまく機能しているかどうかという評価；(4)政治体制の制度(Regime Institutions)——デモクラシーを機能させる立法府、行政府、政党、選挙制度などの政治制度への信頼感；(5)政治的アクター(Political Actors)——当該の政治システムにおいて重要な意志決定(政策決定など)を行う政治的エリートや政党などのアクター(行為主体)であり、イーストンの言う政治的権威を指す。

このノリスが示したシステム・サポートの概念化(Norris, 1999b, pp. 9-13)と、イーストンの概念化を対比し、さらに筆者(Tanaka, 1985；田中, 1996)が実証分析にもとづいて提示した概念化もあわせて整理すれば、表1のように示すことが出来る(表1, 参照)。この表1では、イーストンの概念化は左端に、ノリスの概念化を真ん中に、また筆者自身の概念化(Tanaka, 1985, pp. 123-158)を右端に示した。

このノリスの政治システム支持の多次元性に関する理論モデルは、2種類の実証研究によって確認されている。まず、筆者は日本における1976年の全国世論調査(JABISS調査)データの分析によって、システム・サポートが3次元の構造であることを示した(Tanaka, 1984, 1985)¹⁾。次に、ノリスらの研究グループのクリンジマン(Klingemann, 1999, pp. 37-38)が1994年の世界価値観調査データ(38国)を用いた因子分析で示した政治的システム・サポートの構造は、筆者が1984年と85年に示した3次元とは内容が若干異なるものの、類似した3次元構造を示している。クリンジマンが抽出した3次元は、ノリスのモデルにおける(1)政治的共同

体、(2)政治体制の原理、(3)政治体制の業績に対応する3次元の構造であった。

筆者(Tanaka, 1984, 1985)が1976年の日本のJABISS調査データの分析に基づいて抽出したシステム・サポートの意識構造は、次の3つである。(A)政治システム全体に対する愛着(System Affect)、即ち国や地方の政治および日本の民主主義に対する信頼(イーストンならびにノリスは、① Political Community に対する支持と呼んでいる側面)、(B)民主主義的制度の機能に対する信頼(④ Regime Institutions とノリスは呼んでいる)、(C)政治システムを動かす種々のアクターの国民のニーズへの応答性(イーストン Authority と呼び、ノリスは⑤ Political Actors と呼んだ、政治的アクターに対する信頼)の3つの次元である。

筆者はその後も、日本における政治的システム・サポートの研究を継続しており、1983年(田中, 1995, 1996)と96年(田中, 2000；Tanaka, 2000)、2000年(Tanaka, 2001)のデータからも、ほぼ同様のシステム・サポートの意識構造を抽出してきた²⁾。さらに、筆者が参加している研究チームでは2001年3月と10月にパネル方式による全国世論調査(JSS調査)を行っており³⁾、本稿では主にこの調査データの分析を報告する予定である。ただし、1976年以降の調査データの分析も、時系列変化を視野に入れて分析するために、適時示していくことになる。

これらの世論調査データによる、政治的システム・サポートに関する意識構造は、驚くべきことに1976年から2001年までほとんど変わっていない。このための分析に用いている質問項目はワーディングを含めてほぼ同じであるものの、各質問項目は各調査では異なる場所に別々

に配置されており(3～4問程度はまとまった1つのグループの中に配置している場合が多いが)、25年間にわたって一貫してほぼ3次元の構造を示してきたことは、このシステム・サポートに関する日本人の意識構造が頑健(robust)なものであること、と同時に

表1. 政治システム・サポートの概念とその多次元的側面

Easton (1965)	Norris (1999)	Tanaka (1985) / 作業化された指標
(a) Pol Community	① Pol Community	(A)コミュニティへの政治的信頼 自国のデモクラシーへの誇り
(b) Regime	② Regime Principles	・政治システムの原理の正統性を認める 民主主義が他の政治システムより良い
	③ Regime Performance	・自国の政治運営の大枠に対する支持 この国の民主主義のあり方に満足
	④ Regime Institutions	(B)民主主義政治制度への信頼感 選挙・政党・国会が国民の声政治に反映
(c) Authority	⑤ Political Actors	(C)政治的アクターの応答性 政治家や政党は派閥争いに明け暮れて 国民をなおざりにしている etc.

Source) Easton, 1965；Norris, 1999b；Tanaka, 1984, 1985, 2000.

このシステム・サポートの概念自体が頑健な概念であることを示唆していよう。

政治的システム・サポートの理論的な概念化は、経験的(empirical)かつ探索的(exploratory)なアプローチにより、日本における世論調査データを用いて作業上の定義をすることを通して可能になったのであるが、その理論的なシステム・サポートの概念化が、世界38カ国の世論調査データをもとに概念化したクリンジンマンやノリスの理論モデル、ならびに抽象的な思索から導びかれたイーストンの理論と、ほぼ同じ構造を示していることは注目値する。

政治的システム・サポートの25年間にわた

る一貫性を述べたが、本稿では1976年と2001年のシステム・サポートの意識構造のみを示しておきたい。その間の時系列の変化も興味深いものではあるが、基本的には3次元の構造は変わらないので、紙面の制約上83年から2000年までの分析結果はここでは割愛し、別項に譲りたい。1976年の政治的システム・サポートに関する意識構造は、主成分分析によって3次元構造であることが示唆された(表2, 参照)。2001年のシステム・サポートに関する意識構造も同じく主成分分析によって3次元構造を持つことが示されている(表3, 参照)⁴⁾。このように、表2と表3に表された経験的な分析作業

を通して、また欧米における理論モデルとの整合性の視点からも、政治的システム・サポートは、(A)日本のコミュニティに対する政治的信頼、(B)民主主義的制度の機能に対する信頼、(C)政治的アクターの応答性への信頼、という3次元の意識構造を持つと、解釈することが妥当なようである。

さらに、システム・サポートの3つの次元を、本稿で対象としている現象の説明のための分析に利用するために、以下の作業化を行った。2001年10月のJSS調査(第2波)データにおいて主成分分析得点尺度を構築し、それぞれを(A)コミュニティへの政治的信頼の指標、(B)民主主義制度信頼の指標、(C)政治アクター信頼の指標とした。これが本稿における、主要な従属変数の作業定義である。これらの3つの指標は、前2者が政治システムそのものの2つの側面を示すと考えられる。これに対し、後1者

表2. 政治的システム・サポートの意識構造, 1976年12月——主成分分析

	第1主成分	第2主成分	第3主成分
日本の政治制度に誇り	0.23	0.32	-0.17
国の政治は国民のためか大組織のためか	0.12	0.31	0.22
選挙後の国会議員は国民を忘れる	0.06	-0.12	0.49
国の政治家の不正する者の割合	-0.08	0.03	0.81
政党や政治家の行動は派閥や汚職が中心	-0.07	0.06	0.80
信頼感 国の政治	0.03	0.62	0.04
信頼感 県政治	0.04	0.84	-0.06
信頼感 市の政治	0.08	0.83	-0.08
政党が国民の声を政治に反映	0.76	0.11	0.01
選挙が国民の声を政治に反映	0.82	0.06	-0.01
国会が国民の声を政治に反映	0.83	0.09	-0.02
固有値	2.03	2.02	1.63
説明された分散の%	18.50%	18.30%	14.80%
各次元(主成分)の名称 (データのパターンから解釈した名称)	民主主義 制度信頼	政治コミュニティ 信頼	政治アクター 応答性信頼

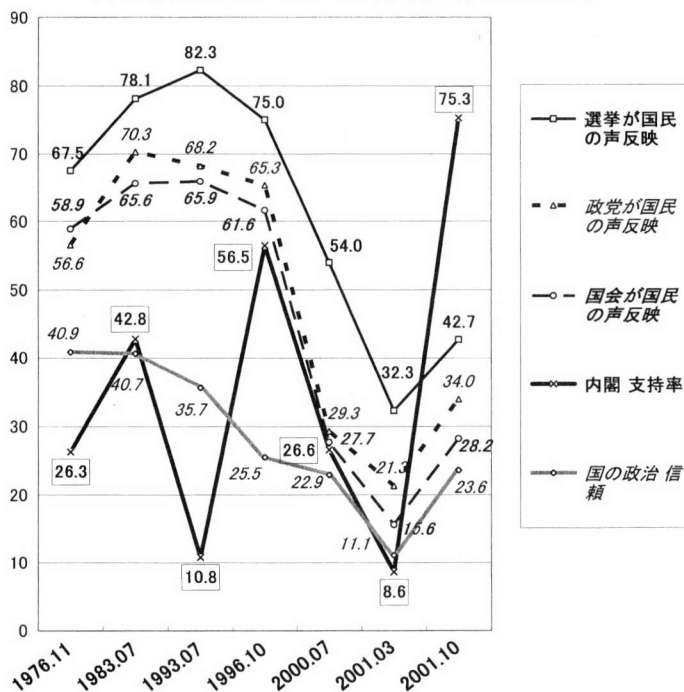
因子抽出法) 主成分分析, 回転法) Kaiserの正規化を伴うバリマックス法,
データ出所) JABISS調査データ, 1976年12月。

表3. 政治的システム・サポートの意識構造, 2001年10月——主成分分析

	第1主成分	第2主成分	第3主成分
日本の民主主義制度に誇り	0.12	-0.03	0.60
国の政治は国民のためか大組織のためか	0.20	0.42	0.32
選挙後の国会議員は国民を忘れる	0.17	0.70	0.08
国の政治家の不正する者の割合	0.03	0.73	0.07
政党や政治家の行動は派閥や汚職が中心	0.12	0.82	0.10
信頼感 国の政治	0.26	0.25	0.78
信頼感 あなたの住んでいる地域	0.13	0.19	0.82
政党が国民の声を政治に反映	0.82	0.17	0.19
選挙が国民の声を政治に反映	0.83	0.10	0.16
国会が国民の声を政治に反映	0.83	0.16	0.20
固有値	2.24	2.04	1.85
説明された分散の%	22.4%	20.4%	18.5%
各次元(主成分)の名称 (データのパターンから解釈した名称)	民主主義 制度信頼	政治アクター 応答性信頼	政治コミュニティ 信頼

因子抽出法) 主成分分析, 回転法) Kaiserの正規化を伴うバリマックス法,
データ出所) JSS2001調査データ(第2派), 2001年10月。

図1. 政治システム・サポートと内閣支持率, 1976-2001年



データ出所) 1976年 JBSISS 調査, 1983年 JES 調査, 1993年 JES II 調査,
1996年 JEDS96 調査, 2000年 JEDS2000 調査, 2001年3月 JSS200 調査
第1波(JSS2001A), 2001年10月 JSS 調査第2波(JSS2001B).

(政治アクター信頼)は政治家や政党のあり方, 国民との関わり方についての政治的態度であり, いわゆる「政治不信」と呼ばれる概念に非常に近い。本稿の目的が政治システムに対する支持態度と, 現職政権支持ならびに社会保障システムへの支持態度の関係を分析することであり, いわゆる「政治不信」は本稿での分析の対象から外れているため, これ以降は政治アクター信頼の指標については従属変数としては扱わないことにする⁵⁾。

それ以外の従属変数として, 本稿で分析するのは, 現職政権への支持態度と, 社会保障システムへの支持態度の2つである。それらを分析用に作業定義に置き換えると, 現職政権支持は2001年10月の時点での「小泉内閣支持」の質問項目を用い, 社会保障システム支持は「国民年金制度への信頼感」の質問項目を用いることになる。

3. 政治的システム・サポートの時系列変化と仮説の形成

3.1 時系列変化の考慮と仮説の形成

以上述べてきたように, 政治的システム・サ

ポートの3つの側面(次元)を分析対象とすると, それらが1976年から2001年までにどのように変化したのかをみる必要がある。政治システム・サポートを端的に表す指標としては, (B)民主主義制度への信頼感が最適であると考えられるが, 時系列の変化を見るためには, もとの質問に戻って信頼度を示すパーセントを追ってみるべきであろう。また, それらのパーセントを, システム・サポートの他の1側面(コミュニティへの政治的信頼の側面を表す「国の政治への信頼」)や現職政権の支持率(内閣支持率)などの他の変数と比べると, その特徴は一層明確になろう。これらをグラフで示したのが図1である。図1では, 選挙, 政党, 国会が「国民の声を政治に反映させる」という3つの質問項目の肯定的なパーセントの変化を1976年か

ら2001年まで追ったものであり, 同時に内閣支持率など他の変数の肯定的回答のパーセントをプロットしたものである⁶⁾。

図1が示すとおり, 民主主義制度への信頼感を示す3つの質問項目(選挙, 政党, 国会が「国民の声を政治に反映させる」)は, 1976年から96年までは高い水準で推移していたが, その後2000年からは急激に下降している。これに対して, コミュニティへの政治的信頼(「国の政治への信頼」)は初めからずっと低い水準で推移しているが, 2000年から2001年3月にかけては急激に低下しており, 民主主義制度の信頼の3指標とほぼ同じ低いレベルで収斂している。また内閣支持率は, 96年まではシステム・サポートとはほとんど無関係に変化しているが, 96年から2001年までは他の指標とほぼ平行に急降下している。ちょうどこの全ての指標が最低水準で収斂した時点が2001年3月であり, 森内閣の末期であった。

さらに図1で注目すべき点は内閣支持率である。新聞各社の世論調査によっても, 内閣支持率は, 森内閣末期の2001年3月の最低水準から, 同年4月に小泉内閣が誕生すると, 急上昇を続

け、その後も2002年1月までは高い支持率が続いたことが明らかになっている。我々が行った学術世論調査においても、2001年10月の時点では、図1に示されているように、内閣支持率は、2001年3月から10月にかけて急上昇している。さらに、この内閣支持率の急上昇に引張られる形で、他の政治システム・サポートの指標も上昇していることには注意すべきである。

以上の図1に示されたパターンから考えると、本稿で検証すべき第1の仮説は以下のように述べる事が出来よう。

仮説1：システム・サポートの変化は内閣支持の変化に影響を受ける。

この仮説の検証は、個人レベル・データ分析によって行うことになる。図1におけるデータは、各年の世論調査時点(年月)における特定の質問項目のパーセントを示したものであり、分析の単位は調査時点であり、ケースは7つに過ぎない。したがって、図1の分析は集計データ分析(マクロ分析)である。しかし、有権者全体で見て、内閣支持率が上がると同時にシステム・サポートも上昇しているというマクロ分析から、個々の有権者のシステム・サポートの上昇が内閣を支持するようになったためであると特定すると、エコロジカル・ファロシー(ecological fallacy)に陥る危険性がある(Robinson, 1950)。個々の有権者がどう理由で、内閣支持になり、また政治システムに対して信頼感を増したのかという心理的なメカニズムに踏み込まなくては、個人レベルでの態度の変容の理由までを解明することはできないと考えられるからである。またそれが主な理由で、社会心理学や政治学では世論調査データの分析手法が開発されてきた経緯があり、本稿でも最終的な仮説検証は、回答者個々人をケース(分析の単位)とする個人レベル・データ分析(ミクロ分析)を用いることとしたい⁷⁾。

さて、図1が示唆するもう一つのシナリオは、内閣支持率の1996年から2001年3月までの急降下と、その2001年3月から2001年10月までの急上昇が、直接、システム・サポートの変動に影響しているのではなく、何らかの要因で双方に影響している要因が介在していることも考えられる。例えば、日本国民の経済改革への期待感が、内閣支持率とシステム・サポートの双方に影響していることも考えられる。このシ

ナリオは、**第2の仮説**として以下のように示すことができる。

仮説2：経済状況に関する有権者のパーセプションが政治的システム・サポートの変動に影響を与える。

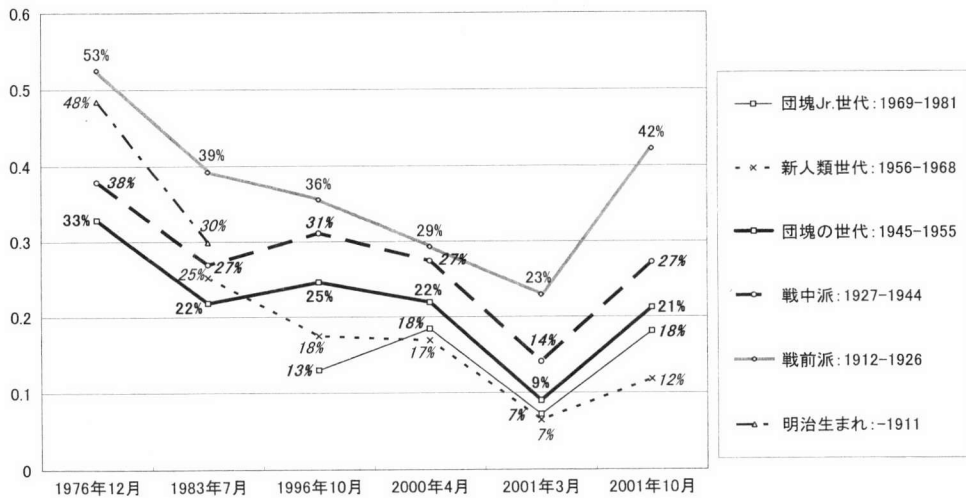
この仮説を検証するには、パネル調査であるJSS調査データを用いて、2001年3月から10月までの同一の回答者の経済状況に対する態度の変化を検証すればよいわけである。「日本の経済改革への期待感」の変化を測定する指標(作業定義)としては、例えば「あなたは金融や流通・産業構造など経済の仕組みの改革に関して、政府や内閣は良くやっているといますか」という質問の、2001年3月から同年10月までの変化を見ればよいわけであるが、これを本稿ではECONRFMという指標を構築して、分析に用いている。

3.2 世代間格差の影響とライフサイクル変化の影響

次に、世代間の態度上の格差を検討する。世代間格差がどのようにシステム・サポートに影響を与えているのかを確認することが必要だが、そのためにはまず各世代の作業上の定義をすることが必要である。本稿では、以下の世代間での政治的態度の相違が明確になっているのではないかとする先行研究(Tanaka, 1985; 綿貫・三宅, 1997)を参考にして、世代間で政治的態度が大きく異なる境界線は以下の各世代の間にあると推測した：①「明治生まれ」1911年以前の生まれ(2001年には、データにほとんど含まれていないので②に含める)、②「戦前派」1912～26年生まれ(2001年の76～90歳)、③「戦中派」1927～44年(58～75歳)、④「団塊の世代」1945～55年(47～57歳)、⑤「新人類世代」1956～68年(34～46歳)、⑥「団塊 Jr.世代」1969～1981年(21～33歳)。

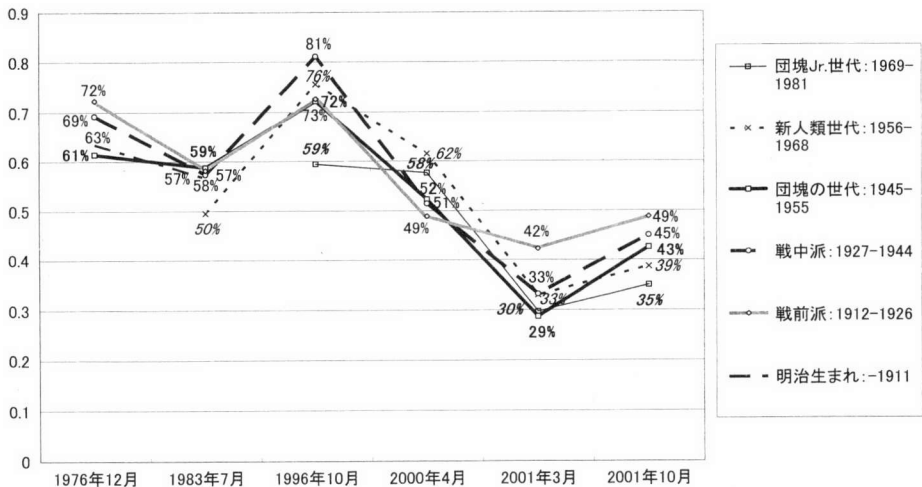
この6つの世代(コホート)ごとの政治的態度の変化を時系列データで追うと、「国の政治への信頼」のパーセントは確かに年齢によって異なっている。ただし、単年度のデータを見ただけでは、その年齢差がライフサイクル変化(加齢効果)による差なのか、世代間格差による差なのか、はっきりしないので、図2を作成してみた⁸⁾。図2では、①から⑤までの世代ごとの「国の政治への信頼」を時系列に示した。図2における1つの折れ線が、1つの世代(同じ出

図2. 出生コホート(世代)別の国の政治信頼, 1976-2001年



データ出所) 1976年 JBSISS 調査; 1983年 JES 調査; 1996年 JEDS96 調査; 2000年 JEDS2000 調査; 2001年 JSS2001A 調査, JSS2001B 調査.

図3. 出生コホート(世代)別の選挙制度の機能信頼, 1976-2001年



データ出所) 1976年 JBSISS 調査; 1983年 JES 調査; 1996年 JEDS96 調査; 2000年 JEDS2000 調査; 2001年 JSS2001A 調査, JSS2001B 調査.

生コホートに属する人々の政治的態度を表している。図2のパターンからは、「国の政治への信頼」は確かに、信頼感の時系列変化(上下の変動)はどの世代でも一致していることが示されており、時勢効果(period effects)があることは一目瞭然である。しかし図2では、同時に各世代間には明らかに信頼感の高低の差があり、世代間格差が生じていることも明白であり、ライフサイクル変化があるようには見えない。その意味では、コミュニティへの政治的信頼感の指標(「国の政治への信頼感」)などの変数によ

って構成される主成分にもとづく指標)を分析する際には、世代間格差の要因を分析に含める必要があると考えられる。

次に、民主主義制度の機能への信頼感のうちの1つの質問項目「選挙によって国民の声が政治に反映される」についても、図2と同じように、上述の6つの世代によって折れ線グラフを描いてみた(図3、参照)。図3では、どの世代の折れ線も重なっており、どの出生コホートに属する回答者も、各回答者の年齢に関わらず、ある調査時点ではほぼ同じパーセントを示して

表4. 世代(出生コホート)別に見た老後の年金支給の予想

	老後の年金支給		合計
	1 もらえると思う	4 もらえないと思う	
1.00 団塊 Jr. 世代 69-81 生まれ	90 33.5%	179 66.5%	269 100.0%
2.00 新人類世代 56-68 生まれ	135 36.9%	231 63.1%	366 100.0%
3.00 団塊世代 45-55 生まれ	324 67.4%	157 32.6%	481 100.0%
4.00 戦中派世代 27-44 生まれ	644 93.9%	42 6.1%	686 100.0%
5.00 戦前世代 12-26 生まれ	153 99.4%	1 0.6%	154 100.0%
合計	1346 68.8%	610 31.2%	1956 100.0%

データ出所) JSS2001A 調査, 2001 年 3 月.

表5. 世代(出生コホート)別に見た国民年金制度への信頼感

	信頼感 国民年金の制度			合計
	0 信頼	5 中間	10 不信	
1.00 団塊 Jr. 世代 69-81 生まれ	23 14.6%	45 28.7%	89 56.7%	157 100.0%
2.00 新人類世代 56-68 生まれ	45 17.6%	92 35.9%	119 46.5%	256 100.0%
3.00 団塊世代 45-55 生まれ	120 34.9%	142 41.3%	82 23.8%	344 100.0%
4.00 戦中派世代 27-44 生まれ	316 55.1%	197 34.4%	60 10.5%	573 100.0%
5.00 戦前世代 12-26 生まれ	82 67.8%	30 24.8%	9 7.4%	121 100.0%
合計	586 40.4%	506 34.9%	359 24.7%	1451 100.0%

データ出所) JSS2001B 調査, 2001 年 10 月.

いる。したがって、民主主義制度の機能の信頼感を従属変数として分析する時には、世代間格差を考慮する必要はないだろう。もし年齢など社会的属性を独立変数に加えるのならば、純粋に年齢の民主主義制度信頼への影響をみる方が有効であると考えられる。

ただし、図3のパターンが必ずしもライフサイクル変化(加齢効果)を示すわけではない。もしこの折れ線グラフが、右肩上がりなどの(歳をとると次第に増えるような)パターンを示しているのであれば、それはライフサイクル変化(もしくは加齢効果)と言えるが、折れ線グラフは互いに重なっているもののある一定の方向に変化しているわけでない。むしろ折れ線グラフ

の形は、調査時点によっての上下動が激しく表れており、民主主義制度への信頼感の変動は時勢効果による影響を強く受けていることがわかる。

最後に、社会保障システムへの信頼感にも当然のことながら、世代間格差の影響があると考えられる。今日の日本の若い世代は、自分たちが歳をとったら自分たちは年金がもらえなくなると不安に思っていることは、表4に示した2001年の世論調査データからも明らかである。表4では、「団塊 Jr.」世代(「団塊の世代」の子供達の世代)と「新人類」世代は、それぞれ3分の2が老後に年金をもらえないと思っており、「戦中派」世代と「戦前」世代は9割がもらえると考えていて両極をなしており、「団塊の世代」がその中間に位置している。すなわち、世代間格差は、1968年以降に生まれた若い世代と、1945年～55年に生まれた「団塊の世代」、そして1944年以前に生まれた古い世代の3つの間に明確な境界線

が存在している。

そして、その世代間格差は、国民年金制度に対する信頼感を世代別に見ても、やはり同じように存在している(表5、参照)。表5によれば、「団塊 Jr.」世代と「新人類」世代は社会保障制度に不信感を持っている者の比率が最も高いのに対し、「戦中派」世代と「戦前」世代は半数以上の者が信頼感を示していて、その若い世代と古い世代の中間に位置する「団塊の世代」では信頼でも不信でもない中間の反応が最も多くなっている。

以上2つのクロス分析(表4と表5)から、今日の日本の社会保障システムへ信頼感において世代間格差が存在すると考えられ、次節以降で

行う社会保障システムへの信頼感を説明する分析においても、以上の3つの世代間格差を変数として導入することが妥当であると思われる。勿論、この世代間の格差が加齢効果によるもので、単に歳をとれば次第に年金制度を信頼するようになるという可能性がないわけではないが、図2と図3の政治的信頼については加齢効果は否定されている。したがって、国家財政が逼迫したまま高齢化社会に突入していく日本の時代状況下に成人してきた世代が、それよりも前の

世代とは別の社会保障システムに対する態度を形成したと考える方が、自然である⁹⁾。

ここで社会保障システムについての仮説を考えてみると、社会保障システムも政治システムの一部であるとみなすことが出来るから、政治的システム・サポートの上昇が、社会保障システムへの信頼感の向上に影響を与える可能性は第3の仮説として考えられる。また、上記の世代間格差のことを考慮に入れると、第4の仮説は下のように述べる事が出来るであろう。

表6. 政治システム・サポート(コミュニティへの政治的信頼)への影響
——重回帰分析

独立変数	標準化係数 ベータ	
小泉内閣支持	0.01	
小泉内閣の業績評価 国際社会における地位	-0.01	
政府や自治体の業績評価 地域の住みやすさ	0.12	***
信頼感 選挙制度	0.14	***
信頼感 国会	0.26	***
信頼感 政党	0.07	
信頼感 中央官庁	0.21	***
誇り 戦後日本経済	0.12	***
感情温度 自民党	-0.02	
保革イデオロギー	-0.04	
経済構造改革への評価の変化(ECONFRM)	-0.02	
戦前・戦中世代(1944年生まれ以前)—Dummy変数	0.02	
団塊世代(1945-55年生まれ)—Dummy変数	0.00	
教育程度	0.03	
都市規模	-0.02	

従属変数：政治コミュニティ信頼の主成分分析得点尺度。

有意確率：***<0.001 **<0.01 *<0.05

データ出所：JSS2001B調査、2000年10月。

表7. 政治システム・サポート(民主主義制度信頼)への影響——重回帰分析

独立変数	標準化係数 ベータ	
小泉内閣支持	0.03	
小泉内閣の業績 経済の仕組みの改革	-0.06	
小泉内閣の業績評価 国際社会における地位	0.08	*
政府や自治体の業績評価 福祉の充実	0.03	
信頼感 選挙制度	0.07	*
信頼感 国会	0.05	
信頼感 政党	0.20	***
信頼感 中央官庁	0.03	
誇り 戦後日本経済	0.07	**
政治満足度	0.01	
保革イデオロギー	0.10	**
感情温度 自民党	-0.09	*
年齢	-0.07	*
教育程度	0.01	
都市規模	-0.04	

従属変数：民主主義制度信頼の主成分分析得点尺度。

有意確率：***<0.001 **<0.01 *<0.05

データ出所：JSS2001B調査、2000年10月。

仮説3：社会保障システムへの信頼感は、政治システム・サポートに影響を受ける。

仮説4：旧い世代ほど社会保障システムへの信頼感が高い。

4. 政治システム・サポートと社会保障システム信頼の説明 ——仮説の検証——

以上の議論を踏まえて、2001年のJSS世論調査データを用いて、前節で述べた4つの仮説を検証してみたい。まず仮説1は、2001年3月から2001年10月にかけて内閣支持率が急上昇したことに呼応するように、政治システム・サポートも急上昇したことを検証するものだが、仮説2の経済改革への期待感がシステム・サポートにも影響を与えているかということも、併せて、システム・サポートを従属変数とする重回帰分析によって検証できると考えている。

では、従属変数をどのように作業化して、どのような独立変数を入れた方程式を立てるかを簡単に述べてみよう。まず、先に構築した政治システム・サポートに関する主成分分析得点尺度を従属変数とする。第2節で述べた、2001年10月のJSS調査データによる政治システム・サポートの主成分分析においては、3つの次元を抽出したが(表3、参照)、そのうちの政治的アクターへの信頼感の主成

表 8. 小泉内閣支持への影響——重回帰分析

独立変数	標準化係数 ベータ	
民主主義制度信頼の主成分分析得点尺度	0.02	
政治アクター信頼の主成分分析得点尺度	-0.03	
コミュニティへの政治的信頼の主成分分析得点尺度	0.05	
経済構造改革への評価の変化(ECONFRM)	-0.20	***
政治満足度の変化(SATIPOL)	-0.07	*
感情温度 自民党	-0.22	***
小泉内閣の業績評価 危機管理	0.11	**
小泉内閣の業績評価 国際社会における地位	0.15	***
保革イデオロギー	-0.09	*
戦前・戦中世代(1944年生まれ以前)—Dummy変数	-0.05	
団塊世代(1945-55年生まれ)—Dummy変数	-0.01	
教育程度	-0.03	
都市規模	0.01	

従属変数：小泉内閣支持。

有意確率：***<0.001 **<0.01 *<0.05

データ出所：JSS2001B 調査，2000年10月。

表 9. 社会保障システム(国民年金制度)への影響——重回帰分析

独立変数	標準化係数 ベータ	
民主主義制度信頼の主成分分析得点尺度	0.07	**
政治アクター信頼の主成分分析得点尺度	0.09	***
コミュニティへの政治的信頼の主成分分析得点尺度	0.28	***
小泉内閣支持	0.01	
日本経済体制への信頼感の変化(ECONSYS)	-0.09	***
生活満足度の変化(SATILIFE)	-0.01	
感情温度 自民党	-0.10	**
保革イデオロギー	0.00	
戦前・戦中世代(1944年生まれ以前)—Dummy変数	-0.42	***
団塊世代(1945-55年生まれ)—Dummy変数	-0.19	***
教育程度	0.02	
都市規模	-0.04	

従属変数：国民年金の制度への信頼感

有意確率：***<0.001 **<0.01 *<0.05

データ出所：JSS2001B 調査，2000年10月。

分は、いわゆる「政治不信」と非常に近い政治的態度であり、本稿の目的ではないので、ここでは従属変数から除くことにする。

まず第1に、「国の政治への信頼」や「地域の政治への信頼」などを表しているコミュニティへの政治的信頼の尺度(表3の第3主成分をもとに構築)に従属変数とした重回帰分析を行った(表6, 参照)。ここでは、先の図2から「国の政治への信頼」には世代間格差があると判断され、ダミー変数として「団塊の世代」と「戦前・戦中派」世代を投入した¹⁰⁾。また、自民党に近い感情を持つ者ほど政治システムを支持する可能性があると考えて、いくつかの社会的属性を示す変数(教育程度、都市規模)を投入したが、それらは統計的に有意な

影響を持たなかった(表6, 参照)。

この重回帰分析では、小泉内閣支持はコミュニティへの政治的信頼には全く影響がなく、仮説1は棄却されると解釈できた。また、経済構造改革の評価について2001年の3月から10月までの変化を測定した指標も全く影響を持たず、仮説2も支持されたとは言えない。ただし、「戦後日本の経済に誇り」を持つ者ほどコミュニティへの政治的信頼感が高い傾向にあり、「地域の住みやすさ」の向上に政府や自治体が良い業績を示していると考えている人ほどコミュニティへの政治的信頼が高い傾向が示された。また、選挙制度や中央官庁への一般的な信頼感もポジティブな影響を持つことが示唆された¹¹⁾(表6, 参照)。

第2に、民主主義制度への信頼感の指標としての主成分得点尺度(表3の第1主成分をもとに構築)に従属変数に、重回帰分析を行った(表7, 参照)。この重回帰分析によっても仮説1と仮説2を検証することが可能である。先の図3で確認できたように、民主主義制度に対する支持態度は世代間格差はないことがわかった。そうすれば、この方程式には2つの世代のダミー変数を投入する必要はなくなり、純粋な年齢を投入する方が適切である。分析結果は、経済の仕組み

の改革に対する政府の業績評価も、また小泉内閣支持もこの民主主義制度への信頼感には全く影響がなく、仮説1と仮説2ともに棄却された(表7, 参照)。また、戦後日本経済への誇りが民主主義制度への信頼に対して持つ影響は、統計的には有意ながらそのインパクトは微小である。また、同様に多くの変数が統計的には有意ではあるもののインパクトをほとんど持っていない。唯一、統計的にも有意でインパクトがあると考えられるのは、政党に対する信頼感だが、この質問項目は従属変数として構築された指標とは異なる質問項目ではあるが、内容的にはほぼ同じことを聞いており、概念的にはトートロジーになっていると言えよう(表7, 参照)。し

たがって、政治システム・サポートは、政権担当政党などへの態度やその業績の評価などとは無関係に、国民が日本の民主主義制度に対する評価として形成している政治的態度と言えよう。

第3に、小泉内閣支持を従属変数に、政治システム・サポートの3次元にもとづく主成分分析得点尺度も投入したが、全く影響がなかった(表8, 参照)。また2001年3月から10月までの経済構造改革への評価の向上(ECONRFRM)や、小泉内閣の業績に対する評価として、「国際社会での日本の地位の向上」や「危機管理」における小泉内閣の業績評価が影響を与えるのみで、内閣支持とシステム・サポートは互いに無関係であると言える(表8, 参照)。

最後に、仮説3と仮説4を検証するために、国民年金制度への信頼感を従属変数とする回帰分析を行った(表9, 参照)。表9を見ると、社会保証システムへの信頼感の形成に対して、統計的に有意でかつインパクトのある変数は、コミュニティへの政治的信頼感(国や自分の地域の政治への信頼など)と、「戦前・戦中派」世代のダミー変数と、「団塊の世代」のダミー変数のみである。コミュニティへの政治的信頼感という政治システム・サポートの影響が明確に示され、仮説3は支持されたと言える。また、表9から古い世代は社会保障システムに信頼感を示しており、仮説4も支持されている。

4. おわりに

本稿では、1976年から2001年までの政治システム・サポートの意識構造の変化を追い、その意識構造の頑健さを確認した上で、2001年に政治システム・サポートが、社会保障制度への信頼感にどのように影響しているのかを検証した。また、古い世代の方が社会保障システムに対する信頼が高いことも検証できた。この差異が明確に「世代間格差」によるものであり、「加齢効果」によるものではないと厳密に否定することは、年金制度に関する世論調査データの時系列コーホート分析がない以上、断定できない。しかし、本稿で述べた他の質問項目に関するコーホート分析の結果を参考にすると、日本経済の下降が始まって自分たちが高齢者の年金を支えても、自分たちはその国民年金の恩恵を受けることがないという意識が形成され始めたのが、1980年代の末からと推測できるので、社会保障制度への信頼感においては、ある程度まで世代

間格差が形成されて来ていると考えられる。

(早稲田大学政治経済学部)

注

* 本稿で分析したJSS2001調査データの収集の全て、ならびに本稿の分析の多くの部分は、文部科学省科学研究費特定領域研究(領域代表者・高山憲之・一橋大学経済研究所教授)のA7「世代間利害調整の政治学」(研究代表者・北岡伸一・東京大学大学院法学政治学研究科教授)の研究補助金によって、記して謝意を表したい。

1) 筆者が1984~85年当時に分析したのは、1976年のJABISS調査データである。この調査は、Bradley M. Richardson, Scott C. Flanagan, 綿貫譲治, 三宅一郎, 公平慎策らによって日本で実施された全国世論調査である。筆者は当初、調査実施の主研究者達によって特別に分析を許可され、その後はレヴァイアサン・データ・バンクを通して分析のための利用が可能になった。上記の研究者に謝意を表したい。

2) 1983年の世論調査はJES調査と呼ばれ、綿貫譲治, 三宅一郎, 猪口孝, 蒲島郁夫によって実施された。1993年のJES II調査は、蒲島郁夫, 三宅一郎, 綿貫譲治, 小林良彰, 池田謙一らによって実施された。JESならびにJES IIデータも、レヴァイアサン・データ・バンクにより分析が可能になった。1996年の調査はJEDS96調査と呼ばれ、Bradley M. Richardson, Susan Pharr, Dennis Patterson, 内田満, 林文, 谷藤悦史, 池田謙一, 西澤由隆, 川上和久と筆者(田中愛治)によって実施された全国世論調査データである。2000年の調査はJEDS2000調査と呼ばれ、三宅一郎, 池田謙一, 西澤由隆, 平野浩と筆者(田中愛治)によって実施された全国世論調査データである。JEDS2000は無作為抽出した面接方式の全国世論調査をもとに、スノーボウル・サンプリング(snow-bowl sampling)法により回答者のコミュニケーション・ネットワークに含まれる人々を面接した、世界で初めての面接法を用いたスノーボウル・サンプリングの調査であった(アメリカの同様の先行事例は電話調査である)。JEDS96データもJEDS2000データとともに、東京大学社会科学研究所のSSJデータ・アーカイブ(Social Science Japan Data Archive)から学術研究のための利用には、無料でデータを公開している。このデータ公開に当たっての池田謙一, 西澤由隆両氏の献身的な貢献には深く感謝している。

3) 2001年の全国世論調査は、文部科学省科学研究費特定領域研究(領域代表者・高山憲之・一橋大学経済研究所教授)のA7「世代間利害調整の政治学」(研究代表者・北岡伸一・東京大学大学院法学政治学研究科教授)のプロジェクトとして、2000年度から発足したチーム(北岡伸一, 飯尾潤, 加藤淳子, 田辺國昭, 田中愛治)が、2001年3月と10月に同じ回答者にパネル方式の全国世論調査を実施したものである。

4) かつて筆者は因子分析を用いてシステム・サポートの意識構造を確認したが(Tanaka, 1985; 田中, 1996)、本稿では主成分分析を用いて、1976年のJABISS調査データから2001年のJSS2001調査デー

タまでを再分析してみた。因子分析の代わりに主成分分析を用いた理由は、統計学的に主成分分析はその演算過程においてエラー項は含まないので、主成分分析の方が頑健(robust)で安定した結果を得ることが出来ると考えられているからである(Weisberg, 1984)。因子分析は確かに、探索的な目的でどのような次元構造を各データが持っているかを探索するには適していると考えられるが(Weisberg, 1984)、数年間にわたって同じ政治システム・サポートの意識構造の次元性を確認するためには、頑健な主成分分析の方が適していると考えたのである。

1976年のデータを主成分分析し直すと、固有値(eigenvalue)が1.0を超える主成分は4つあり(4次元構造になっており)、かつて筆者が1976年データを因子分析した際には3次元を抽出していた。2001年のデータを主成分分析すると、4つの主成分を抽出するには固有値が1.0未満の主成分をも抽出しないとならず、2001年に関しては3次元構造と解釈する方が自然であった。ただし、76年も2001年も4次元もしくは3次元のいずれを抽出しても、3つ目の次元(主成分)と4つ目の次元(主成分)の解釈は同じになり、どちらの年のデータもほぼ同じ構造を持っていることが示唆された。1976年データから2001年データまで、全ての分析可能な世論調査データを主成分分析で再分析してみると、全体を通して4次元の構造と解釈して分析を進めることも可能ではあるが(別稿に譲る予定)、本稿では2001年データの分析に絞ると3次元構造を示唆すると解釈した方が、無理がないように思われた。

また、2001年のJSS調査は3月と10月に行われ、それぞれのシステム・サポートの意識構造にはほとんど差がなかった。本稿では小泉内閣支持の影響を分析の視野に入れていたため、内閣発足後の10月のパネル調査の第2波のデータを分析した。

5) 主成分分析の結果をもとに構築した指標とは、主成分分析尺度であり、以下の手続きで構築されている。主成分分析において抽出された各主成分は、主成分得点を得ることが出来る。その主成分得点を、その主成分に含まれている各変数に対して各回答者(各ケース)がそれぞれ持つ数値に乘して、その積の総和(回答者の数の総和)を各変数ごとに集計して、算出した尺度である。その計算式は以下の通りである。

$$\text{第 } i \text{ 番目の主成分得点尺度} = \sum (B_{ij}/\lambda_i) X_j$$

ここでは、 B は i 番目の主成分における j 番目の変数の因子負荷量を示す。 λ は i 番目の主成分の固有値を示す。 X は j 番目の変数において個々の回答者が持つ数値を指す。

「政治不信(political distrust)」は政治的システム・サポートに影響を与えるか、逆にシステム・サポートが「政治的信頼(political trust)」に影響を与えるかは、今後の検討を要する問題ではある。しかし、本稿におけるデータ分析においては上記3つの指標は、表3で示した主成分分析でバリマックス直交回転を経て得られた3つの主成分をもとに構築されており、各主成分(次元)は互いに独立(直交)している。したがってこれら3つの指標の間には相関関係は存在しない。したがって、理論的にはいわゆる「政治不信」と政治的システム・サポートの関係は当然あるはずだが、こ

で用いている作業化された指標においては、互いの指標間に相関はなく、両者の影響を探索する分析は不可能である。

もちろん、「政治不信」を異なる変数を用いて作業化すれば、両者の関係を実証的に分析できることになる。ただし、それは本稿の視野を超える作業となるので、ここでは触れない。

6) 内閣支持率は、2001年10月のJSS調査以外ではほとんど質問していないので、ここでは、それぞれの学術的世論調査を実施した月の読売新聞世論調査における内閣支持率をプロットした。読売新聞世論調査部には、データ提供の便宜を図っていただいた。記して深く感謝の意を表したい。

7) ただし、時系列経済トレンドなどが内閣支持に与える影響を測定する際には、逆に個人レベル・データ分析によってマクロなトレンドを統計的に測定し損なってしまうインディビジュアルリスティック・ファロシー(individualistic fallacy)の危険性を指摘する研究もある(Kramer, 1983)。その後、マクロ分析である集計データ分析(aggregate data analysis)においてエコロジカル・ファロシーの問題を回避する方法論に関する研究も提出されている(King, 1997)。

8) ライフサイクル変化(加齢効果)とは、どの時代においても若い年齢層はある一定の社会的態度を持ち、それが歳をとるにしたがって変化して、どの時代でも年齢の高い層ではある一定の態度を持つことを指す。例えば、統計数理研究が1953年以降5年ごとに行っている「国民性調査」のデータを時系列に見てみると、宗教心を持つ(信心深い)人の比率は、1950年代でも80年代でも同じく10%台と低く、年齢が高くなるにしたがって増えているのである(田中, 1997, pp. 85~91の箇所、特にp. 89の表3-3)。これに対し、世代間格差とは、ある時代に大きなインパクトを持つ社会的現象が起こり、その時代の多くの人々の社会的態度に影響を与えた場合、年を経てその現象の影響が人々の記憶に薄くなってきても、その現象が起きた時代に思春期・青春期という社会的態度の形成期を過ぎた世代(generation)だけは、歳をとってもその現象の影響が彼らの態度に強く残り、その前やその後の世代とは異なった社会的態度を形成するのである(田中 1997, pp. 91-94, 特に p. 89の表3-4)。

9) 筆者の分析によると、戦後直後の価値観の変動期に思春期・青春期を迎えた世代は、その前の世代ともその後の世代とも異なる政治意識を形成したと言うことが、統計数理研究所「国民性調査」データをコーホート分析したことによって、実証的に確認できている(田中, 1997, pp. 91-94)。したがって、ここでも表4と表5に示された社会保障システムに対する意識の年齢による差は、世代間格差と考える方が妥当であろうと思われる。

10) JSS調査は2001年3月に第1波が実施され、第2波は10月に実施されたパネル調査である。2回の面接追跡調査であるパネル調査において、第2波の調査にも回答する人の属性としては、年齢が高くなる傾向がある(若い回答者は移動や、帰宅時間が遅く、面接調査員がつかまえてにくいからである)。そのために、第2波の回答者のデータでは政治システム・サポート

など高齢者が肯定的に回答するような質問項目のパーセントが高めに出る可能性はある。しかし、この一連の回帰分析では、世代のダミー変数か、純粋な年齢を独立変数として投入しており、年齢の効果はコントロールされているので、回帰分析の結果に関しては、第2波の回答者の年齢構成上の偏りのため statistical artifact として表れることはないと考えられる。ただし、研究会での口頭報告の際に、高山憲之・一橋大学教授より指摘された通り、図1のパーセントなどは、第2波の回答者の年齢構成の第1波とのズレを、ウェイトをかけて修正すれば、2001年10月の調査に関しては若干低くパーセントが出る可能性はある。本稿では、この点までは修正していないが、高山教授のご指摘には、記して謝意を表したい。

11) この中央官庁や選挙制度、政党への信頼を聞いた質問項目は、先の主成分分析(表3、参照)で民主主義制度への信頼の次元を抽出した際に投入された質問項目とは異なる質問項目である。その意味では、政治システム・サポートを測定する質問項目を独立変数として、同じ質問項目から構築された従属変数を説明しようとしている(tautologyに陥っている)のではないことを、確認しておきたい。

参考文献

- 田中愛治(1995)『『55年体制』の崩壊とシステム・サポートの継続——有権者と国会議員の意識構造の乖離——』『レヴァイアサン』第17号、木鐸社(1995年10月号)、pp. 52-83.
- 田中愛治(1996)『国民意識における『55年体制』の変容と崩壊——政党編成崩壊とシステム・サポートの継続と変化——』、日本政治学会編『年報政治学・55年体制の崩壊』東京：岩波書店、pp. 31-66.
- 田中愛治(1997)『国民意識における55年体制の形成』第3章、中村隆英・宮崎正康編『過渡期としての1950年代』東京：東京大学出版会、pp. 73-99.
- 綿貫譲治・三宅一郎(1997)『環境変動と態度変容』東京：木鐸社.
- Easton, David (1965) *System Analysis of Political Life*, Chicago, Illinois: the University of Chicago Press.
- King, Gary (1997) *A Solution to the Ecological Inference Problem*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Klingemann, Hans-Dieter (1999) "Mapping Political Support in the 1990s: A Global Analysis," in Pippa Norris ed., *Critical Citizens: Global Support for Democratic Governance*, Oxford, England: Oxford University Press, pp. 31-56.
- Kramer, Gerald H. (1983) "The Ecological Fallacy Revisited: Aggregate- versus Individual-level Findings on Economics and Elections and Sociotropic Voting," *American Political Science Review*, Vol. 77, No. 1, pp. 92-111.
- Linz, Juan (1978) *The Breakdown of Democratic Regimes: Crisis, Breakdown & Equilibration*, Baltimore, Maryland: The Johns Hopkins University.
- Lipset, Seymour M. (1959) "Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy," *American Political Science Review*, Vol. 53, No. 4, (December 1959), pp. 69-105.
- Lipset, S. M. (1960) *Political Man: The Social Bases of Politics*, Doubleday.
- Norris, Pippa ed. (1999a) *Critical Citizens: Global Support for Democratic Governance*, Oxford, England: Oxford University Press.
- Norris, Pippa (1999b) "Introduction: The Growth of Critical Citizens?" in Pippa Norris ed., *Critical Citizens*, Oxford: Oxford University Press, pp. 1-27.
- Robinson, W. S. (1950) "Ecological Correlations and the Behavior of Individuals," *American Sociological Review*, Vol. 15, No. 3, pp. 351-357.
- Tanaka, Aiji (1984) "System Support in Japan: Political Culture Explanations vs. System Performance Explanations," a paper delivered at the Annual Meeting of the American Political Science Association, Washington D. C., August 30-September 2, 1984.
- Tanaka, Aiji (1985) "Legitimacy in a Maturing Democracy: the Impact of Political Culture and System Performance on System Support," an Unpublished Doctoral Dissertation, The Graduate School, the Ohio State University.
- Tanaka, Aiji (2000) "System Support in Japan: How Democratic Values Have Been Fostered and Changed in Japan's Postwar and Post-industrial Periods," A Paper Presented at the XVIIIth World Congress of the International Political Science Association, Quebec City, Quebec, Canada, August 1-5, 2000.
- Tanaka, Aiji (2001) "Does Social Capital Generate System Support in Japan?: An Empirical Analysis of Political System Support," a paper delivery at the Annual Meeting of the American Political Science Association, San Francisco, California, USA, August 30-September 2, 2001.
- Weisberg, Herbert F. (1984) "Scaling Objectives and Procedures," in Herbert B. Asher, Herbert F. Weisberg, John H. Kessel, and W. Phillips Shively eds., *Theory Building and Data Analysis in the Social Sciences*, Knoxville, Tennessee: the University of Tennessee Press, 1984, pp. 329-355.