

再分配政策への支持を決定する要因 先行研究の結果と JGSS データを用いた分析結果の比較

篠崎武久

(東京大学社会科学研究所)

A Study on Determinants of Preference for Redistribution:
Results and Empirical Comparisons between JGSS and other Surveys

Takehisa SHINOZAKI

This paper clarifies the determinants of preference for redistribution, using the integrated data of JGSS-2000, 2001, 2002 and 2003. It finds that preference for redistribution has a relationship with possibility of increasing in income as well as current income level. Aged or less educated people, in particular, support redistribution. I also find that people who experience a decline of household economic condition or who expect decline of future income support redistributive policies. People who have failed to get high job prestige than father's and who have some sense that there are no opportunities to improving their living standards support redistribution, too.

Key words: JGSS, Income Inequality, Redistributive Policies

本稿は再分配政策への支持を決定する要因を、JGSS-2000、2001、2002、2003をプールしたデータから明らかにした。分析の結果、再分配政策への支持は、現在の所得水準に加え、将来の所得上昇可能性をも考慮に入れて決定されていることがわかった。具体的には、所得上昇可能性の低い高齢者や低学歴層において再分配政策への支持が高い。また過去の経済状態が悪化した、将来の失業可能性を高く考えているなど、生活環境の低下を経験、予測している者は再分配政策を支持する。父親より高い職業威信スコアを獲得できなかった、生活水準を向上させる機会がないと考えているなど、社会階層の移動性に否定的な者も再分配政策を支持する傾向が確認できた。

キーワード：JGSS、所得格差、再分配政策

1. はじめに

本稿の目的は、再分配政策への支持を決定する要因を明らかにすることである。

1990年代始めのバブル崩壊以降に長期にわたり続いた不況の中で、賃金上昇の抑制や失業率の上昇など、労働者の雇用環境は悪化の一途をたどったが、その中で関心を集めた話題の1つに、所得格差の拡大・縮小の動向がある。90年代半ば頃から、成果主義的賃金制度の導入や企業の業績悪化が喧伝されたこともあり、所得の増減やその結果としての格差変動に対する関心が広がったものと考えられる。

これに対し、90年代末にかけて、経済学や社会学などの分野から活発な発言が相次いだ。嚆矢となった橘木(1997)は『所得再分配調査』から計算した格差指標を用いて、日本はすでに所得面で平等な国ではないと主張した。これに対し、大竹(2000)など複数の研究者から、橘木(1997)の議論は人口構成の高齢化の影響を考慮していないとの指摘がなされた。確かに国民全体で見た所得格差は80年代から90年代にかけて上昇傾向にあるが、これは格差の程度が高い高齢者のウェイトが増大したことによる見かけ上の効果であり、所得格差拡大のうち、3割から5割程度がこの効果で説明できる、というのが大竹(2000)の主張である。事実、30歳代や40歳代というように、年齢階層を限定して所得格差を計算すると、それぞれの年齢階層内では格差の変動は安定しており、顕著な格差拡大傾向は観察されないことがわかる。他の研究においても、少なくとも所得面から見る限り、日本では格差は拡大していないという結論が大半を占めている。

ここで問題となるのは、計算された格差指標と人々の感覚の間になぜギャップが生じたか、つまり、数字からは所得格差拡大が確認されないにもかかわらず、なぜ人々は所得格差の拡大を感じたか、である。理由の1つとして、失業率や税率の上昇、生活保護や社会保障といった福祉政策の低下などを通して将来的な所得の低下を予想した人々が、現時点では所得が低下していなくても格差拡大を意識した可能性が挙げられる。このような人々は、たとえ現時点では高所得者であったとしても、将来所得を上昇させるべく所得の再分配政策に賛意を示すだろう。

逆も考えられる。現時点では低所得でも、将来的に所得が上昇すると予想している人々は、将来所得を減少させるような再分配政策を否定するだろう。このように所得格差に対する意識とは、その時点の格差や所得水準にのみ規定されるのではなく、将来まで見越した将来所得、および所得再分配政策の動向と密接に関連している可能性がある。

そこで本稿は、所得格差意識⁽¹⁾を規定する背景を探る試みの1つとして、所得再分配政策への支持を決定している要因を明らかにする。また本稿の分析は、再分配政策への支持について分析した2つの先行研究との比較を目的としている。1つは米国の総合社会調査(General Social Survey: GSS)を用いて分析したAlesina and La Ferrara(2001)であり、もう1つは日本において独自のアンケートデータを用いて検証したOhtake and Tomioka(2004)である。Alesina and La Ferrara(2001)との比較からは、日米の決定要因の相違

を検証する。Ohtake and Tomioka (2004) も日米比較を試みているが、本稿は以下の3点においてこの先行研究の分析と異なる。1つ目は、Ohtake and Tomioka (2004) の標本数1千強に対し、本稿は「生活と意識についての国際比較調査 (日本版 General Social Survey: JGSS)」の4年分のデータをプールして約7千の標本を確保できている (なお Alesina and La Ferrara (2001) は最大で約1万1千の標本数である)。これにより計量分析の結果がより頑健になることが期待できる。2つ目に、Alesina and La Ferrara (2001) が分析した、父親との教育水準や職業威信スコアの差が再分配政策への支持に及ぼす効果を、上記 JGSS から新たに検証し、日米比較している。3つ目に、順序ロジットモデルを用いた分析から限界効果を計算し、例えば女性は反対、中立、賛成のうちどの態度を示す傾向があるのかを計量的に検証している。

本稿の構成は以下の通りである。まず2節で分析に使用するデータについて説明する。3節では、クロス表から再分配政策と世帯所得、性別、年齢との関係を考察する。4節では Alesina and La Ferrara (2001) や Ohtake and Tomioka (2004) との比較を通じて、再分配政策への支持を決定する要因を明らかにする。5節で結論と展望を述べる。

2. データおよび分析の方法

2.1 データの概略

以下の分析では、東京大学社会科学研究所と大阪商業大学比較地域研究所が共同で実施した「生活と意識についての国際比較調査 (日本版 General Social Survey)」(以下、JGSS と記す) の2000、2001、2002、2003年の4年分の調査結果を用いる。4年分の結果を利用することで、未回答の多い設問項目を変数として用いる場合でも、計量分析に際して安定した推定値を得ることができる。

JGSS は一般の人々の生活に関する意識や行動、世帯構成、職業などを広く把握できるように設計された、網羅的な社会調査である。具体的には、勤めている (勤めていた) 産業、職業、政治意識、宗教観、生活習慣、遵法意識等の項目のほか、性別、年齢、学歴、世帯構成、世帯年収などの個人属性、世帯属性を調査しており、経済学、社会学、政治学、心理学など社会科学に類する広範囲の研究者が各々の関心に応じて利用可能なデータである。

また類似の調査はアメリカ、イギリス、ドイツ、オーストラリアなどでも実施されている。JGSS は特に前出の GSS を参考に調査が設計されており、GSS と比較分析可能な調査項目を多く含んでいる。

調査対象は全国の満20-89歳の男女個人である。標本抽出は層化2段無作為抽出法で、全国を18層に分けて調査⁽²⁾している。調査時点は各年とも10-11月である。調査方法としては、職業や世帯構成などの項目を主に面接調査で尋ね、その他の生活意識等の項目は留置調査票に自記の後、郵送で回収している。本稿の分析にはこの2つの調査票の項目を併用する。各年のアタック数、有効回収数、回収率に関しては表1に記載した。分析に利用

表 1 JGSS-2000、2001、2002、2003 のアタック数、有効回収数、回収率

	アタック数	有効 回収数	回収率 (%)
2000年	4461 (4719)	2893	64.9
2001年	4473 (4822)	2790	62.4
2002年	4986 (5354)	2953	59.2
2003年	-----	3663	-----

注1) 2003年のデータに関しては回収数のみ判明済み。

注2) アタック数の括弧内の数字は転居、住所不明、死亡など調査できなかったサンプルを含む数字。

可能な標本数は2000年から2002年までが3000弱、2003年が3500強となっている。

特定の関心に焦点を当てた他の調査に比べて、分析上、JGSSが有利な点は次の2点である。まず、各年3000前後の標本が確保できること、そして標本抽出を厳密に実施しているため標本に偏りが少ないことである。またJGSSでは国勢調査の情報を元にしたウェイトを作成している。他のアンケート調査同様、JGSSも若年層における回収率が若干低く、厳密には分析時にウェイトによる補正が必要である。本稿ではクロス表の集計を除いて⁽³⁾ウェイトを用いて分析している。

2.2 データセット

本稿の分析に用いるデータセットについて記述する。分析にはJGSSの2000、2001、2002、2003年の4年分のデータをプールして使用する。単純には4年で約1万2千の標本数が得られる計算だが、次の2つの理由から実際に分析に使用できる標本は約7千となる。まず本稿で重要な変数となる所得に関する項目に回答していない標本が相当数ある。次に2003年調査は調査票がA票とB票の2種類あり、それぞれに1800程の標本が割り当てられているが、再分配政策に関する項目がA票にしか含まれないためである。

以下の分析において、再分配政策に対する支持を表す変数を以下のように定義する。JGSSの質問票では再分配政策に関する質問は次のように記述されている：「政府は、裕福な家庭と貧しい家庭の収入の差を縮めるために、対策を取るべきだ」という意見に、あなたは賛成ですが、反対ですか。これに対する回答は、1：賛成、2：どちらかといえば賛成、3：どちらともいえない、4：どちらかといえば反対、5：反対の中から選択する形となっている。本稿ではこの回答から、1：反対 (= 4：どちらかといえば反対 + 5：反対)、2：中立 (= 3：どちらともいえない)、3：賛成 (= 1：賛成 + 2：どちらかといえば賛成) という3点尺度の変数を新たに作成し、これを再分配政策への支持を表す変数として用いる。

3. 再分配政策と世帯所得、性別、年齢の関係

本節では、計量分析の前に、誰が再分配政策を支持しているのかを、クロス表から確認してみる。具体的には、前節の手順で定義された再分配政策への支持を表す変数と基本的

表 2 再分配政策への支持と所得、性別、年齢との関係

世帯所得				
	反対	中立	賛成	計
下位3分の1	7.84	33.07	59.09	2833
中位3分の1	11.21	35.31	53.47	2390
上位3分の1	16.96	38.61	44.43	1769
計	11.30	35.24	53.46	6992
Prob > chi2 =		0.0000		

性別				
	反対	中立	賛成	計
男性	13.69	29.88	56.43	3447
女性	8.97	40.45	50.58	3545
計	11.30	35.24	53.46	6992
Prob > chi2 =		0.0000		

年齢				
	反対	中立	賛成	計
20-29歳	14.68	39.41	45.90	647
30-39歳	12.95	39.32	47.73	1035
40-49歳	11.95	38.17	49.88	1247
50-59歳	11.84	33.27	54.89	1596
60-69歳	9.41	32.30	58.29	1424
70-79歳	8.72	31.77	59.52	872
80-89歳	7.60	33.92	58.48	171
計	11.30	35.24	53.46	6992
Prob > chi2 =		0.0000		

な変数との関係をクロス表から確認する。

表 2 は再分配政策への支持変数と世帯所得や性別、年齢などの個人属性とのクロス集計結果である。

まず世帯所得との関係から見ると、世帯所得でみた分布の下位 3 分の 1 に属する低所得者層では 6 割が再分配政策に賛成している。態度が中立的な者が 3 分の 1 おり、反対する者は 1 割に満たない。所得階層が上位になるほど賛意を示す者の割合は減少し、分布の上位 3 分の 1 の高所得者層では半分以下である。再分配政策は高所得者の所得を減少させるため、所得階層の差による賛否の逆転は自然といえる。

ただ注目すべきは、高所得者層でも 4 割以上が再分配政策に賛成していること、あるいは低所得者層で約 4 割が再分配政策に賛意を示していない (= 反対または中立) ことである。本稿の冒頭でも述べたとおり、これは再分配政策への支持が、現時点の所得だけでなく、将来所得も考慮に入れて決定されていることを示している。現時点では低所得だとしても、将来に所得が上昇する可能性のある回答者は再分配政策を支持しないだろう。このような考え方は POUM (Prospect of Upward Mobility) 仮説と呼ばれている (Benabou and Ok 2001)。

男女間では、男性の方が再分配政策を支持する割合が高い。女性に特徴的なのは中立の態度を選択する回答者が 4 割もいることである (男性は 3 割)。この点に関しては 4 節でさらに詳しく検討する。

年齢階層別に見ると、年齢が上昇するにつれて、反対の割合が低下し、賛意を示す回答者が増加することがわかる。高齢者は定年後に年金生活をしている者が多く、若年者に比

べれば今後の所得上昇可能性も低いことから、再分配政策を強く支持するものと考えられる。

表2の結果はOhtake and Tomioka (2004) が実施した独自アンケートとほぼ同じ結果となっており、調査時点や調査方法に関係なく、POUM 仮説が日本で普遍的に確認できることを示している。なおOhtake and Tomioka (2004) では分析に用いた標本数が1千前後だったため、年齢階層と再分配政策との間の関係にやや不明確な部分(30歳代より40歳代の方が賛成する割合が低いなど)が残されていたが、約7千の標本を用いた本稿の分析では、上述のように年齢階層と再分配政策との間に明確な関係があることを確認できる。

4. 再分配政策への支持を決定する要因

本節では、前節で確認した事実をふまえて、再分配政策への支持を決定する要因を、計量分析から検証する。具体的には、支持を決定する要因を順序ロジットモデル(ordered logit model)とプロビットモデルを用いた計量分析から明らかにする。

4.1 分析の方法

以下では再分配政策への支持を決定する要因を、順序ロジットモデル⁽⁴⁾を用いて分析する。以下、被説明変数、説明変数について述べる。

被説明変数は前節で用いた再分配政策に対する支持の別を表す変数を主に用いる。これに加え、特にOhtake and Tomioka (2004) との比較においてはプロビットモデルを用いることから、再分配政策に賛成の場合に1、中立または反対の場合に0をとるダミー変数を作成して、これを被説明変数として用いる。

説明変数には、下記のような変数を用いる。以下、順に作成方法と予想される符号について述べる。

性別：女性が1をとるダミー。女性は正規労働に就くことが難しい、あるいは会社内でも昇進が不利となることが多いので、男性に比べ再分配政策に賛成すると考えられる。

未婚・既婚：未婚の場合に1をとるダミー。未婚者は配偶者控除などの税制上の優遇策を受けることができないので、既婚者に比べ再分配政策に賛成すると考えられる。

未婚女性ダミー：女性でかつ未婚者の場合に1をとるダミー。上記の2変数の交差項。

子供：子供がいる場合に1をとるダミー。子供がいる回答者はより多額の生活費がかかるため、再分配政策に賛成すると考えられる。

年齢：実年齢と10歳刻みの年齢階層ダミーの2種類。年齢階層ダミーの基準グループは20歳代である。年齢が上昇するほど、より高い所得水準に到達できる可能性が低下するため、高齢者ほど再分配政策を支持すると考えられる。

教育：最終通学歴がそれぞれ初等教育、高等教育の場合に1をとるダミー。基準グループは中等教育である。各グループの内訳は、初等教育が旧制尋常小学校、旧制高等小学

校、新制中学校、中等教育が旧制中学校・高等女学校、旧制実業学校、新制高校、高等教育が旧制師範学校、旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校、旧制大学・旧制大学院、新制短大・高専、新制大学、新制大学院である。より高等な教育を受けている者ほどより高い所得水準に到達できる可能性が上昇するので、最終通学歴が初等教育の場合は再分配政策を支持、高等教育の場合は不支持になると考えられる。

父親より上位の教育を受けたか：上記の教育ダミーを用いて、父親の最終通学歴より回答者の最終通学歴が上位の場合に1をとるダミー（同水準の場合は0）。父親よりも上位の教育機会に恵まれた者は、(上方への)階層間移動の存在に肯定的になると考えられるから、再分配政策を否定すると予想される。

世帯所得：世帯所得の自然対数値と世帯所得階層ダミーの2種類。世帯所得階層ダミーの基準グループは世帯所得階層下位3分の1グループである。世帯所得が上位になるほど所得再分配政策を否定すると考えられる。

自営業ダミー：自営業の場合に1をとるダミー。回答者の危険回避度を計る指標。雇用者に比べ自営業者はリスク愛好的であるため、再分配政策を支持しないと考えられる。

将来の失業可能性：今後1年間に回答者が失業する可能性を感じている場合に1をとるダミー。失業に伴う所得減少の危険性を感じているため、再分配政策を支持すると考えられる。

職業威信：父親より職業威信が上昇した場合に1をとるダミー。JGSSでは回答者や配偶者、回答者の父親の職業に関して自由記述で尋ねており、これを95年の「社会階層と社会移動」全国調査（SSM95）の職業分類に準じてコーディングしている。よってJGSSとSSM95の職業コードはほぼ一致している。SSM95では職業威信と呼ばれる、各職業に対する主観的な格付けを尋ねる設問があり、職業ごとの職業威信スコアが計算、公表されている⁽⁵⁾。本稿ではこのSSM95の職業威信スコアをJGSSの各職業に適用して、父親の職業威信スコアより回答者の職業威信スコアが高い場合に階層が上方へ移動したと判断した。階層が上方に移動した者は階層間移動の存在に肯定的になると考えられるから、再分配政策を否定すると予想される。

経済状態変化：過去2-3年の間に経済状態が悪化した場合に1をとるダミー。実際に生活水準の低下を経験した者は再分配政策に賛意を示すと考えられる。

生活水準を向上させる機会：今の日本社会には、回答者や回答者の家族の生活水準を向上させる機会がないと考えている場合に1をとるダミー。機会の平等が確保されていないと感じている者は、結果の平等を求めると考えられるので、再分配政策を支持すると考えられる。

健康状態：健康状態が悪い場合に1、よい場合に5をとる5点尺度の順序変数。健康状態が悪いと就職が不利になる、医療費などの出費が増えるなどの悪影響が出るため、再分配政策を支持すると考えられる。

表 3 推定に用いる変数の基本統計量

	回答数	平均	標準偏差	最小値	最大値
再分配政策への支持(1:反対 2:中立 3:賛成)	6992	2.422	0.685	1	3
性別ダミー(1=女性)	6992	0.507	0.500	0	1
未婚ダミー(1=未婚)	6992	0.107	0.309	0	1
未婚女性ダミー(1=未婚女性)	6992	0.043	0.203	0	1
子供ダミー(1=子供あり)	6992	0.819	0.385	0	1
年齢	6992	52.184	15.520	20	89
20歳代ダミー	6992	0.093	0.290	0	1
30歳代ダミー	6992	0.148	0.355	0	1
40歳代ダミー	6992	0.178	0.383	0	1
50歳代ダミー	6992	0.228	0.420	0	1
60歳代ダミー	6992	0.204	0.403	0	1
70歳代ダミー	6992	0.125	0.330	0	1
80歳代ダミー	6992	0.024	0.154	0	1
初等教育ダミー	6992	0.230	0.421	0	1
中等教育ダミー	6992	0.464	0.499	0	1
高等教育ダミー	6992	0.307	0.461	0	1
父親より上位の教育を受けたか(1=受けた)	5759	0.397	0.489	0	1
世帯所得の自然対数値	6992	6.155	0.954	0	9.210
世帯所得階層下位3分の1ダミー	6992	0.405	0.491	0	1
世帯所得階層中位3分の1ダミー	6992	0.342	0.474	0	1
世帯所得階層上位3分の1ダミー	6992	0.253	0.435	0	1
自営業ダミー(1=自営業)	6992	0.083	0.276	0	1
今後1年間に回答者が失業する可能性(1=かなりある+ある程度ある)	4399	0.168	0.374	0	1
父親職業より職業威信が上昇したか(1=上昇)	5245	0.463	0.499	0	1
過去2-3年に経済状態が悪化したか(1=悪化した)	6960	0.483	0.500	0	1
生活水準を向上させる機会があるか(1=あまりない+全くない)	6906	0.501	0.500	0	1
現在の健康状態(1=悪いから5=良い)	6974	3.429	1.150	1	5

推定に用いる変数の基本統計量は表 3 に示した。

推定モデルはそれぞれ下記のように記述できる。まず順序ロジットモデルだが、経済主体 Y^* の選好は以下のように記述できる。

$$Y^* = xb + \epsilon$$

ここで Y^* は観察不可能な潜在変数である。 ϵ はロジスティック分布に従う誤差項である。上記式において Y^* は観察不可能なため、次のような条件を満たす Y を定義する。

$$Y = 0 \quad \text{if} \quad Y^* < u_1$$

$$Y = 1 \quad \text{if} \quad u_1 < Y^* < u_2$$

...

$$Y = J \quad \text{if} \quad u_{j-1} < Y^* < u_j$$

このとき Y が $0 \dots J$ をとる確率は、

$$\text{Prob}(Y=0|x) = \text{Prob}(Y^* < u_1|x) = \text{Prob}(xb + \epsilon < u_1|x) = \text{Prob}(\epsilon < u_1 - xb)$$

$$\text{Prob}(Y=1|x) = \text{Prob}(u_1 < Y^* < u_2|x) = \text{Prob}(u_2 - xb > \epsilon > u_1 - xb)$$

...

$$\text{Prob}(Y=J|x) = \text{Prob}(u_{j-1} < Y^* < u_j) = 1 - \text{Prob}(\epsilon > u_j - xb)$$

と記せる。 $F(\cdot)$ はロジスティック累積分布関数を表している。本稿のように被説明変数の選択肢が 3 つの場合、それぞれの選択肢を選ぶ確率は、具体的には、

$$\text{Prob}(Y=0|x) = 1 / (1 + \exp(-u_1 + xb))$$

$$\text{Prob}(Y=1|x) = 1 / (1 + \exp(-u_2 + xb)) - 1 / (1 + \exp(-u_1 + xb))$$

$$\text{Prob}(Y=2|x) = 1 - 1 / (1 + \exp(-u_2 + xb))$$

と記せる。ここで、 b と u は推定するパラメータベクトル、 x は説明変数ベクトルである。

またプロビットモデルの推定モデルについては下記のように記述できる。経済主体 Y^* の選考を、

$$Y^* = xb + u$$

で与えるとする。 Y^* はやはり観察不可能な潜在変数、 u は誤差項である。上記式において Y^* は観察不可能なため、次のような条件を満たす Y を定義する。

$$Y = 0 \quad \text{if } Y^* < 0$$

$$Y = 1 \quad \text{if } Y^* \geq 0$$

が標準正規分布に従うと仮定し、パラメータベクトル b を推定する。

4.2 推定結果

推定結果は表 4 から表 6 に示されている。以下順に検証する。

まず表 4 は、Alesina and La Ferrara (2001) の結果と比較するため、順序ロジットモデルとプロビットモデルを用いて推定した結果である。まず式 (1) を見ると、男性であるほど、年齢が高いほど、低学歴であるほど、世帯所得が低いほど、再分配政策に賛成する傾向が確認できる。この結果は推定前の予想とほぼ一致しており、また Alesina and La Ferrara (2001) と一致した結果だが、女性ダミーの符号だけは予想に反して負に有意である。つまり日本では女性ほど再分配政策に反対していることになる。Ohtake and Tomioka (2004) でも同様の推定結果が出ており、女性と再分配政策との負の関係が、日本で普遍的に観察されることが確認できる⁽⁶⁾。

有意でない変数も日米でよく似ており、未婚ダミー、子供ダミーなどは有意ではない。自営業ダミーは Alesina and La Ferrara (2001) では負に有意（自営業者ほど賛成しない）だが、本稿の推定では符号は負であるものの有意ではない。

式 (2) は式 (1) の説明変数群に、父親との教育や職業の比較に関する変数を追加したものである。まず父親との教育水準の比較に関しては、父親より高水準の教育を受けた場合に再分配政策に賛成するようになっており、推定前の予想とは逆の結果が出ている。ただ、Alesina and La Ferrara (2001) でもこの変数はなぜか正で有意であり、日米で同一の傾向が見られる。彼らはこの結果の解釈として、世代を経るにつれて、より上位の教育機会が広く提供されるようになったため、階層移動を計る指標としては適当でなくなってしまう可能性を述べている。なお、もう一方の職業威信に関する変数は、予想通り負で有意となっている。

式 (3) は式 (2) と同一の変数群を用いてプロビットモデルで推定した結果である。有意となる変数やその符号が式間でほぼ一致していることがわかる。ただ式 (1) から (3) は係数をそのまま解釈できないので、各変数の限界効果を計算し被説明変数に与える効果

表 4 再分配政策への支持を決定する要因 : Alesina and La Ferrara (2001) との比較

	(1)順序ロジットモデル 係数 標準誤差	(2)順序ロジットモデル 係数 標準誤差	(3)プロビットモデル 係数 標準誤差
性別ダミー(1=女性)	-0.106 0.051 **	-0.094 0.062	-0.152 0.041 ***
未婚ダミー(1=未婚)	0.072 0.125	0.081 0.149	0.046 0.094
子供ダミー(1=子供あり)	0.158 0.098	0.197 0.120	0.063 0.076
年齢	0.007 0.002 ***	0.005 0.002 **	0.005 0.002 ***
初等教育ダミー	0.124 0.070 *	0.224 0.103 **	0.116 0.067 *
高等教育ダミー	-0.345 0.059 ***	-0.325 0.073 ***	-0.178 0.048 ***
父親より上位の教育を受けたか(1=受けた)		0.197 0.071 ***	0.120 0.046 ***
世帯所得の自然対数値	-0.100 0.034 ***	-0.187 0.042 ***	-0.096 0.026 ***
自営業ダミー(1=自営業)	-0.002 0.096	0.056 0.114	0.047 0.070
父親職業より職業威信が上昇したか(1=上昇)		-0.121 0.062 *	-0.084 0.041 **
_cut1	-2.309 0.284 ***	-2.861 0.349 ***	
_cut2	-0.362 0.281	-0.908 0.347 ***	
定数項			0.443 0.219
標本数	6992	4554	4554
対数尤度	-6590.93	-4315.09	-3050.24
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000
疑似決定係数	0.019	0.026	0.033

注1) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。
 注2) 各推定とも年次ダミーと都道府県ダミーで制御済み。

表 5 再分配政策への支持を決定する要因 (限界効果)

	(1)順序ロジットモデル 「反対」になる「中立」になる「賛成」になる 限界効果 限界効果 限界効果			(2)順序ロジットモデル 「反対」になる「中立」になる「賛成」になる 限界効果 限界効果 限界効果			(3)プロビットモデル 限界効果
	性別ダミー(1=女性)	0.011	0.016	-0.027 **	0.010	0.014	
未婚ダミー(1=未婚)	-0.007	-0.011	0.018	-0.008	-0.012	0.020	0.018
子供ダミー(1=子供あり)	-0.017	-0.023	0.040	-0.021	-0.028	0.049	0.025
年齢	-0.001	-0.001	0.002 ***	-0.001	-0.001	0.001 **	0.002 ***
初等教育ダミー	-0.012	-0.019	0.031 *	-0.022	-0.034	0.056 **	0.046 *
高等教育ダミー	0.037	0.049	-0.086 ***	0.035	0.046	-0.081 ***	-0.071 ***
父親より上位の教育を受けたか(1=受けた)				-0.020	-0.029	0.049 ***	0.048 ***
世帯所得の自然対数値	0.010	0.015	-0.025 ***	0.020	0.027	-0.047 ***	-0.038 ***
自営業ダミー(1=自営業)	0.000	0.000	0.000	-0.006	-0.008	0.014	0.019
父親職業より職業威信が上昇したか(1=上昇)				0.013	0.018	-0.030 *	-0.034 **

注1) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。
 注2) 各推定とも年次ダミーと都道府県ダミーで制御済み。

の大きさを見たものが表 5 である。

式 (3) のプロビットモデルの限界効果から確認すると、例えば女性は男性に比べて 6.1%再分配政策に賛成する確率が低いことがわかる。ただ、式 (3) の推定では女性が再分配政策に賛成しにくいことはわかるが、中立の態度を取りやすいのか、反対の立場を取りやすいのかまではわからない。そこで順序ロジットモデルから限界効果を計算した式 (1) (2) を確認すると、女性は賛成でも反対でもない中立の立場 (選択肢 2) を取りやすいことがわかる。他の変数でも、最終通学歴が初等教育の者は明確に再分配政策を支持する傾向があるが、高等教育を受けた者は再分配政策を否定するというより、むしろ中立的な態度を取る確率が高い。父親より職業威信が上昇した者も、反対の立場よりは中立の立場を取る確率が高くなっている。表 4 の係数の符号からの判断とは若干異なり、再分配政策を支持しないといっても、反対というよりは中立の立場を取る可能性が高いことがわか

表 6 再分配政策への支持を決定する要因：Ohtake and Tomioka (2004) との比較

	(1)プロビットモデル 限界効果 標準誤差	(2)プロビットモデル 限界効果 標準誤差	(3)プロビットモデル 限界効果 標準誤差
性別ダミー(1=女性)	-0.056 0.014 ***	-0.035 0.018 **	-0.052 0.014 ***
未婚ダミー(1=未婚)	0.007 0.029	0.040 0.033	0.009 0.030
未婚女性ダミー(1=未婚女性)	0.005 0.042	-0.030 0.049	0.001 0.043
30歳代ダミー	0.022 0.028	0.038 0.032	0.008 0.028
40歳代ダミー	0.069 0.028 **	0.097 0.032 ***	0.045 0.028 +
50歳代ダミー	0.115 0.027 ***	0.153 0.031 ***	0.086 0.028 ***
60歳代ダミー	0.096 0.028 ***	0.119 0.036 ***	0.081 0.029 ***
70歳代ダミー	0.090 0.031 ***	0.158 0.048 ***	0.089 0.031 ***
80歳代ダミー	0.097 0.047 **	0.248 0.110 *	0.120 0.047 **
初等教育ダミー	0.020 0.018	0.019 0.025	0.021 0.018
高等教育ダミー	-0.061 0.015 ***	-0.065 0.018 ***	-0.050 0.016 ***
世帯所得階層上位3分の1ダミー	-0.043 0.016 ***	-0.044 0.021 **	-0.035 0.017 **
世帯所得階層上位3分の1ダミー	-0.135 0.018 ***	-0.147 0.023 ***	-0.115 0.019 ***
自営業ダミー(1=自営業)	0.003 0.024	-0.010 0.025	0.007 0.024
今後1年間に回答者が失業する可能性(1=かなりある+ある程度ある)		0.044 0.022 **	
過去2-3年に経済状態が悪化したか(1=悪化した)			0.087 0.014 ***
生活水準を向上させる機会があるか(1=あまりない+全くない)			0.081 0.013 ***
現在の健康状態(1=悪いから5=良い)			-0.013 0.006 **
標本数	6992	4399	6881
対数尤度	-4691.70	-2933.45	-4553.05
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000
疑似決定係数	0.030	0.037	0.044

注1) ***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。
 注2) 各推定とも年次ダミーと都道府県ダミーで制御済み。

る。

表 6 は Ohtake and Tomioka (2004) との比較のために、表 4、表 5 から年齢、所得などに関する説明変数を入れ替えてプロビットモデルで推定した結果である。式 (1) を見ると、年齢ダミーの項は、30 歳代を除いて正で有意に推定されている。ただ、限界効果が最大となる年齢層は 50 歳代となっており、60 歳代以上で効果が最大となっている Ohtake and Tomioka (2004) とは結果が異なっている。他の変数を加えた式 (2) (3) でも、50 歳代は 40 歳代、60 歳代と比較して限界効果の値が高い。本稿の結果から判断する限り、50 歳代は退職などによる将来所得の低下を強く意識するため、40 歳代や 60 歳代に比べて再分配政策をより強く支持するものと考えられる。

式 (2) は式 (1) に今後 1 年間の失業可能性に関する変数を含めた結果である。本稿のデータは将来の失業可能性に関して就業者にのみ尋ねているので、式 (2) の推定からは非労働力の標本が脱落していることに留意する必要があるが、将来の失業可能性変数は正に有意である。失業可能性が所得再分配政策への支持要因となっているのは、失業による所得の低下が一時的でなく持続的に影響を持つためと考えられる⁽⁷⁾。

式 (3) は家庭環境の変化に関わる変数を追加した推定結果である。過去 2-3 年に経済状態が悪化した者、生活水準向上の機会がないと考える者、健康状態が良好でない者は再分配政策を支持しており、予想通りの結果が出ている。機会の平等が確保されていないと考える者、健康状態が良好でないために職に就けない者などが、再分配政策により所得水準の向上を図ろうとしていることが推察される。

5 . 結論

本稿は、「生活と意識についての国際比較調査（日本版 General Social Survey: JGSS）」の2000年から2003年までの4年分の調査結果を用いて、再分配政策への支持を決定する要因を明らかにした。分析にあたっては、米国の総合社会調査（General Social Survey: GSS）を用いて分析した Alesina and La Ferrara (2001) と、日本において独自のアンケートデータを用いて分析した Ohtake and Tomioka (2004) との比較を念頭に置いて検証した。

推定結果からは、現在の所得水準という一時的な要因に加え、過去の経済状態の変化や将来の失業可能性など、過去から将来にわたる要因によって、再分配政策への支持が決定されていることが明らかとなった。また父親と比較した職業威信スコアの変化など階層移動性に関する回答者の経験や、機会の平等が確保されているか否かに関する回答など、社会階層の中での上昇可能性に関連する変数も再分配政策と密接に関連していることがわかった。

再分配政策への支持が一時的な所得水準のみで決定されていないことは、統計から計算された所得格差の変動と所得格差に対する意識の間の乖離を考える上で非常に有用である。つまり所得格差に対する意識を考える際には、現時点での所得格差の大きさ以外に、将来所得を含めて考える必要があるといえる。もちろん過去にも動学的な見地から、将来所得の代理変数として世帯消費額を用いて格差を計算した研究がある（例えば Ohtake and Saito 1998）が、消費額の決定にどのような要因が影響しているのかについては、まだ十分な分析の蓄積がない。Alesina and La Ferrara (2001)、Ohtake and Tomioka (2004)、および本稿の分析は、失業可能性や階層移動性などの変数が将来所得（＝現在の消費額）を考える上で重要となることを示唆している。

本稿にはいくつかの課題が残されている。女性が再分配政策を支持しないという日本でのみ観察される特徴の背景については、これからさらに検討する必要があるだろう。また再分配政策への支持と、他の政策への支持を比較、分離する必要もあるだろう。例えば低所得の回答者が再分配政策を支持しているのではなく、医療、年金、教育、生活環境などあらゆる政策に関して政府の補助を要求する者が再分配政策を支持している可能性は捨てきれない。個人の選好を制御した上で、本稿と同様の結果が得られるかどうかを確認する必要がある。

[注]

- (1) 元来、所得格差の議論は、観察された格差をどのように評価するかの価値判断と非常に密接な関係がある。所得格差、所得分布に対する価値判断についてまとめたものとして、例えば Cowell (2000)、小西 (2002) を参照。
- (2) まず全国を北海道・東北、関東、中部、近畿、中国・四国、九州の6ブロックに分割し、

各ブロック内を市郡規模で 13 大都市、その他の市、郡部の 3 つに分けている。抽出台帳として各市町村の選挙人名簿を使用しているため、調査対象が 20 歳以上となる。

- (3) なおクロス表の分析において、ウェイトバックされた集計値に対しカイ 2 乗検定を用いるのは誤りである。詳細は本川 (2005) を参照。本稿のクロス表の分析では、ウェイトバックしていない原数値に対するカイ 2 乗検定値を記載している。
- (4) 順序ロジットモデルの詳細については、例えば Green (1997)、Long (1997)、Cramer (2001) などを参照。
- (5) 詳細は都築編 (1998) を参照。
- (6) Ohtake and Tomioka (2004) によれば、女性ほど再分配政策に反対するのは日本だけの特徴である。
- (7) ただ Ohtake and Tomioka (2004) では、将来所得の増減予測を変数として考慮したとしても、失業可能性変数が再分配政策に正の影響を持っていることから、失業の変数は所得や消費の増減可能性を表しているのではなく、他の社会的要因 (自尊心や集団への帰属意識) を表している可能性があるとしている。

[参考文献]

- Alesina, A. and E. La Ferrara (2001), "Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities," *NBER Working Paper 8267*.
- Benabou, R. and E. A. Ok (2001), "Social Mobility and the Demand for Redistribution: The Poup Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2, pp. 447-487.
- Cowell, F.A. (2000), "Measurement of Inequality," in Atkinson, A.B. and F. Bourguignon eds., *Handbook of Income Distribution Volume 1*, Ch. 2, Elsevier Science B.V..
- Cramer, J. (2001), *An Introduction to the Logit Model for Economists (2nd ed.)*, Timberlake Consultants.Ltd.
- Green, W. (1997), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Long, J.S. (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage.
- Ohtake, F. and M. Saito (1998), "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of Income and Wealth*, Vol. 44, No. 3, pp. 361-381.
- Ohtake, F. and J. Tomioka (2004), "Who Supports Redistribution?," *Japanese Economic Review*, Vol. 55, No. 4, pp. 333-354.
- 大竹文雄 (2000)、「90 年代の所得格差」、『日本労働研究雑誌』、No. 480 , pp. 2-11.
- 小西秀樹 (2002)、「所得格差とジニ係数」、『宮島洋・連合総合生活開発研究所編、『日本の

所得分配と格差』第8章、東洋経済新報社。

橋木俊詔 (1998)、『日本の経済格差』、岩波新書。

都築一治編 (1998)、『職業評価の構造と職業威信スコア』、1995年SSM調査シリーズ第5巻。

本川明 (2005)、「層化抽出標本に適用できる1つの検定方法」、JILPT Discussion Paper 05-001 (労働政策研究・研修機構)。

[謝辞]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999-2003年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである (研究代表：谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事：佐藤博樹・岩井紀子、事務局長：大澤美苗)。データの入手先は、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブである。データ提供に記して感謝申し上げます。