

個人所得税制改革と消費水準の 動向に関する実証分析

——累進税率のフラット化政策がマクロの消費水準に与えた影響——

浦川 邦夫

(京都大学大学院経済学研究科博士課程2年)

1. はじめに

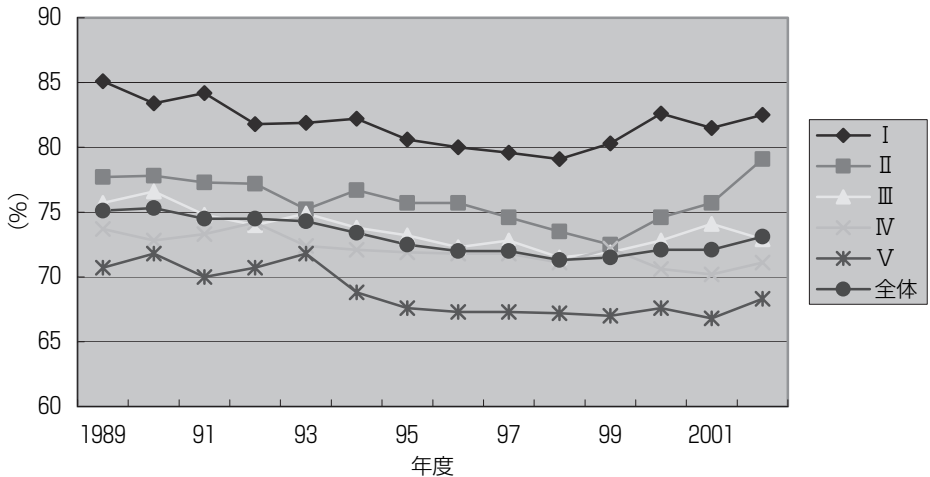
1.1. 個人所得税制の変遷

1950年代から60年代における高度経済成長、70年代における二度の石油危機に対応したエネルギー政策、技術革新を経て、我が国の経済規模は、現在では世界第二位のGDPの水準を占めるまでに巨大なものとなっている。しかし、バブル崩壊以後、我が国の日本経済は、株価・地価の低迷、不良債権問題の顕在化などに代表されるように、様々な試練に直面してきた。とりわけ、90年代には、経済活動の牽引役である民間消費支出の伸びが鈍化し、企業の活発な生産活動、投資活動が滞る一因となった。¹⁾

消費支出の低迷をもたらした原因は様々であるが、もっとも大きな理由としては、家計の現在の可処分所得や将来における期待所得の水準が低下したことが背景にあったと考えられる。このように、所得（特に恒常所得）と消費が非常に高い正の相関を持っていることを指摘した研究は非常に多数存在する。²⁾ ただし、可処分所得の増大に応じて、消費は増加するものの、その伸びは段々と鈍る傾向にあることは注目に値する。所得階級上位20%の勤労者世帯の平均消費性向と所得階級下位20%の勤労者世帯の平均消費性向を比較すると、後者の方が高い値をとることがデータから明

らかになっている。(第1.1図)

【第1.1図】 勤労者世帯の年間収入5分位別平均消費性向



注) Iのグラフは所得階級下位20%の勤労者世帯層の平均消費性向、Vのグラフは所得階級上位20%の勤労者世帯層の平均消費性向を表す。

(出所：総務省統計局『家計調査年報』1989-2002)

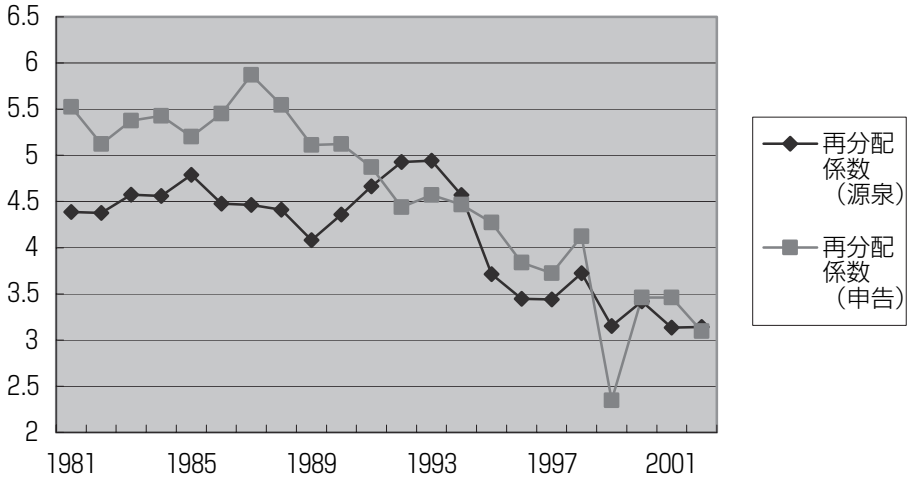
第1.1図を考察すると、若干の逆転現象は見られるが、基本的にどの年次においても、高所得者ほど消費性向が小さくなっていることが読み取れる。³⁾ すなわち、Musgrove (1980)、小野 (1994) の指摘にあるように、可処分所得の増大につれて、消費者の平均消費性向は低下する傾向にある。したがって、所得が過度に高所得者に偏り、所得分配が不平等化すると、消費者全体の平均消費性向が低下し、結果的に日本経済全体の消費水準が引き下げられる可能性が考えられる。しかし、我が国では80年代後半以降、「勤労者の勤労意欲、投資家の投資意欲の増大による経済の活性化」「負担の公平化」などの観点から様々な税制改革が推進されたが、それは必ずしも所得分配の平等化を目指すものではなかった。過去20年間の間に実施された所得税の税率改正によって、短期間の間に所得税の最高税率は70% (12段階) から37% (4段階) に引き下げられており、累進税率のフラット化が進んでいる。(第1.1表)⁴⁾ また、国税庁統計年報 (各年版) を用

いて推計した再分配係数の推移（図1.2参照）からは、個人所得税制による再分配効果が縮小傾向にあることが読み取れる。⁵⁾

【第1.1表】 所得税の税率構造の推移

	1984	1987	1988	1989	1995	1999
	%	% 万円	% 万円	% 万円	% 万円	% 万円
税率	10.5	10.5(～150)	10(～300)	10(～300)	10(～330)	10(～330)
	12	12(～200)	20(～600)	20(～900)	20(～900)	20(～900)
	14	16(～300)	30(～1000)	30(～1000)	30(～1800)	30(～1800)
	17	20(～500)	40(～2000)	40(～2000)	40(～3000)	37(1800～)
	21	25(～600)	50(～5000)	50(2000～)	50(3000～)	
	25	30(～800)	60(5000～)			
	30	35(～1000)				
	35	40(～1200)				
	40	45(～1500)				
	45	50(～3000)				
	50	55(～5000)				
	55	60(5000～)				
	住民税と合わせた最高税率	88%	78%	76%	65%	65%
税率の刻み数	15	12	6	5	5	4

[第1.2図] 所得税制における再分配効果の推移



注) 国税庁統計年報(各年度版)をもとにして著者が推計。ただし、1981年～1987年の推計結果はIshi (2001) を利用

[第1.2表] 所得税制における主な所得控除額の推移

		1984-86	1987	1988	1989-94	1995-2003	2004
所得控除	基礎控除	33万円	33万円	33万円	35万円	38万円	38万円
	扶養控除	33万円	33万円	33万円	35万円	38万円	38万円
	配偶者控除	33万円	38万円	33万円	35万円	38万円	38万円
	配偶者特別控除	0	12万円	17万円	35万円	38万円	廃止

(出所：財政金融統計月報各年版より)

Blinder (1975), Musgrove (1980), 小野 (1992,1994) は、ある条件の下では、所得分配の不平等化が経済全体の消費性向を低減させ、消費の低迷をもたらす可能性がある事を指摘している。⁶⁾ しかし、90年代以降の比較的新しいデータを用いて、その傾向を実証的に考察した文献は著者の知る限り存在しない。そこで、本稿では、これらの先行研究をふまえ、1980年代、90年代における我が国の所得分配の構造変化が、国民全体の消費水準に対して実際にどの程度の影響を与えていたかを考察したいと考え

る。具体的には、所得分配の不平等度を測る指標であるジニ係数や、所得税制による再分配係数の変動が、国民全体の消費水準の変動に影響を与えているかどうかに関して分析を試みる。今後の税制研究・格差研究の発展に寄与するものと信じる。

まず、1.2節では所得分配と消費水準の関係性を扱った先行研究の比較・考察を行う。そして、2節では、Musgrove (1980) の理論モデルを拡張することにより、所得格差の拡大が、マクロで見た国民全体の消費水準に与える影響について検討する。3節では、我が国の所得分配の不平等度の推移を計測し、所得分配の変化と消費水準の動向との関連を、計量モデルを用いて分析する。その際、所得分配の不平等度を測る指標であるジニ係数の値や、再分配係数が説明変数として使用される。4節では、前節の計量モデルの推定結果をふまえ、結果の考察を行う。

1.2. 先行研究の比較・考察

欧米では、「所得分配の構造と消費水準の関係」や「累進税率のフラット化が所得分配に与える影響」を考察した研究は、70年代後半から80年代にかけて活発であった。

Blinder (1975) は、所得分配の構造と消費水準の関係に関する理論を構築し⁷⁾、実際にアメリカのBureau of the Census (国勢調査) のデータを用いて実証分析を行っている。ただし、分析の主な結果は、「所得分配の不平等化は平均消費性向に影響を与えない、もしくは、平均消費性向の増大をもたらす」というものであった。Blinder (1975) は、このような結果が得られた主な理由として、Duesenbery (1949)、Johnson (1952) が指摘したような相互依存的な消費の存在や、米国の統計データ⁸⁾の不完全性を指摘している。

また、Della Valle and Oguchi (1976) は、Blinder (1975) が時系列データを用いて分析した結果が、クロスセクションデータを用いても成立

しているかどうかを研究し、37カ国のクロスセクションデータを用いた分析によっても「所得分配の不平等化は平均消費性向に影響を与えない、もしくは、平均消費性向の増大をもたらす」ことを主張した。しかしながら、分析対象を10カ国のOECD諸国に限定し、説明変数としてGDPではなく可処分所得 y_d を用いた場合、「所得水準の不平等化が、消費水準を引き下げる可能性がある」という結論を得ている。Della Valle and Oguchi (1976) は、上記の結論が得られた原因として、①信頼性の高いOECDのデータを利用したこと、②OECD諸国は、比較的経済水準が高く、同質の消費者が多数存在していることを挙げている。

即ち、Della Valle and Oguchi (1976) の研究は、サンプル数が少なく、統計的有意性も低いという問題点を有しているが、本稿で分析対象となっている「所得分配の不平等化が消費水準の低迷をもたらす可能性」を実証しており興味深い。

また、Musgrove (1980) は、Della Valle and Oguchi (1976) の研究をさらに進め、一人あたり名目所得500\$を境界にして、各国を先進国と発展途上国に分類して推計を行った場合、「先進国のデータを用いた推計においては、所得分配の不平等を示す変数が、消費水準と有意に負の相関がある」という結果を得ている。

また、我が国において「所得分配の指標と平均消費性向」の関係を分析した研究例としては、伊多波 (1983) が挙げられる。彼は相対所得仮説、絶対所得仮説に基づいたモデルから、所得分配の不平等尺度を含んだ変数が平均消費性向に与えた影響をコ克蘭・オーカット法などで分析している。推計に用いられたデータは「家計調査年報」(昭和28年-53年)である。そして、絶対所得仮説に基づいたモデルによる推計では、平均消費性向と分配変数(可処分所得のジニ係数÷平均可処分所得、あるいはローレンツ曲線の歪み指数÷平均可処分所得)の間に負の関係があるとの結果を得ている。

尚、我が国における80年代後半以降の税制改革が再分配効果に与えた影響について分析した研究としては、橋本・上村（1997）、林（2000）、Ishi（2001）などが挙げられる。橋本・上村（1997）は個票データである『全国生計費調査』（日本生活協同組合連合会）を用いて、村山内閣時代に実施された税制改革が再分配効果に与えた影響についてタイル尺度等を用いて実証分析を行い、「税制の持つ再分配効果は維持されている」と主張している。ただし、税制改革前後において、給与収入から所得税・住民税を差し引いた場合のタイル尺度を参照すると、改革前には0.0454の値であったのが、改革後には0.0466の値をとっており、若干ではあるが不平等度は高まっている。また、Ishi（2001）は、『税務統計から見た民間給与の実態』を用いて1951年から1997年まで源泉所得税に関する累進度の計測を行い、70年代、80年代においては累進度の値が1.9-2.0で比較的安定していたのが、90年代に入ってから急激に下がっていることから、「80年代後半以降の税制改革による累進税率のフラット化の動きが、累進度の低下をもたらした」と主張している。⁹⁾

このように、上記における一連の先行研究は、累進税率の緩和政策を中心とした我が国の所得税制改革によってもたらされた所得分配の不平等化が、経済全体の平均消費性向を引き下げ、消費低迷の一因となった可能性を示唆しているといえる。

2. 所得分布が総消費に与える影響の理論モデル

Musgrove（1980）は、所得分配の構造がマクロで見た国民全体の消費水準に与える影響を理論的に考察している。本節では、Musgrove（1980）の理論モデルに基づき、平均消費性向の定式化を行う。まず、所得 y は $y=x+z$ で定義する。 z は生存に必要な最低限度の所得、 x は余剰所得を表す。したがって、 z は全てが消費にまわされる。 $x_i>0$ の時、個人 i の平均消

費性向を

$$apc_i = k + (1 - k) f(x_i) + u_i \quad (2.1)$$

で表す。¹⁰⁾ k は各人に共通なパラメータであり、 $k < 1$ とする。また、 $f(x)$ は $f(0) = 1$, $\lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = 0$, $f'(x) \leq 0$ という性質を持つ関数とする。 u_i は個人 i に特有の消費に対する嗜好を表すパラメータとする。

式 (2.1) のように平均消費性向が表されるならば、所得の増大につれて、平均消費性向 (以下 apc_i) は $k + u_i$ に近づく。もし、 $u_i = 0$ で一定ならば、 apc は 1 に近づく。また、低所得階層の apc_i は $1 + u_i$ に近くなる。したがって $u_i = 0$ で一定ならば、 apc は 1 に近づく。¹¹⁾

したがって、個人の属性パラメータを一定 ($u_i = 0$) とすると、消費者全体の平均消費性向は、式 (2.1) より、以下の式で表すことができる。

$$\begin{aligned} APC &= \frac{1}{Y} \int_0^{\infty} [\{k + (1 - k) f(x)\} N(x)] x dx + \frac{1}{Y} \int_0^{\infty} [\{k + (1 - k) f(0)\} N(x)] z dx \\ &= \frac{k}{Y} \int_0^{\infty} x N(x) dx + \frac{zk}{Y} \int_0^{\infty} N(x) dx + \frac{1 - k}{Y} \int_0^{\infty} x f(x) N(x) dx + \frac{(1 - k)z}{Y} \int_0^{\infty} N(x) dx \\ &= \frac{k}{\bar{y}} \int_0^{\infty} x n(x) dx + \frac{zk}{\bar{y}} \int_0^{\infty} n(x) dx + \frac{1 - k}{\bar{y}} \int_0^{\infty} x f(x) n(x) dx + \frac{(1 - k)z}{\bar{y}} \int_0^{\infty} n(x) dx \\ &= k + (1 - k)(z/\bar{y}) + (1 - k) \int_0^{\infty} (x/\bar{y}) f(x) n(x) dx \quad (2.2) \end{aligned}$$

ここで、 Y は総所得、 N は人口、 $N(y)$ は所得 y を得ている個人の数、 \bar{y} は平均所得、 $n(x) = N(x)/N$ は余剰所得 x を得ている人の割合を示す。¹²⁾

式 (2.2) より、国民全体の平均消費性向 (APC) に影響を与えるのは、 y の所得分布 $n(y)$ ではなく、余剰所得 x の所得分布 $n(x)$ であることが示唆される。また、関数 $f(x)$ のパラメータにも APC は影響を受ける。

また、式 (2.2) を変形すると

$$= k + (1 - k)(z/\bar{y}) + (1 - k)(1 - z/\bar{y}) \int_0^{\infty} (x/\bar{x}) f(x)n(x)dx \quad (2.3)$$

が得られる。

ここで、余剰所得 X が t 以下である人々の全体に占める割合を $F(t)$ とすると、

$$F(t) = \int_0^t n(x)dx$$

となる。また、余剰所得 X が t 以下である人々が受け取った所得の和が総所得に占める割合を $F_1(t)$ とすると、

$$F_1(t) = \int_0^t (x/\bar{x})n(x)dx$$

で表される。従って、 $(F(t), F_1(t))$ は余剰所得 x の所得分布から導出されるローレンツ曲線上の点を表すことになる。

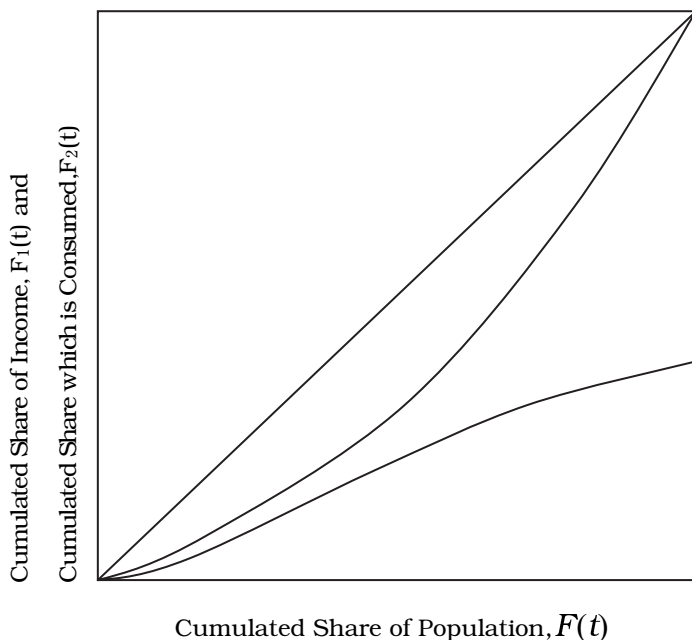
さらに、累積消費曲線

$$F_2(t) = \int_0^t (x/\bar{x}) f(x)n(x)dx \quad (2.4)$$

を定義する。 $F_2(t)$ の積分表現は式 (2.3) で使われており、 $F_2 = \lim_{t \rightarrow \infty} F_2(t)$ は総余剰所得のうち消費にまわされる割合を表す。

定義より $f(x) \leq 1$ であるため、全ての t に対して、 $F_2(t) \leq F_1(t)$ となり、且つ、全ての t に対して、累積消費曲線 $(F(t), F_2(t))$ の傾きは、ローレンツ曲線 $(F(t), F_1(t))$ の傾きよりも同じか小さくなる。(図2.1参照)

[図2.1] x に対するローレンツ曲線 $(F(t), F_1(t))$ と累積消費曲線 $(F(t), F_2(t))$



さらに、 x の所得分布に上限がある場合、 $x f(x) n(x)$ の値はゼロに近づく。即ち、 t が増加するにつれて累積消費曲線 $(F(t), F_2(t))$ の傾きはゼロに近づく。

これらの性質から、全ての個人 i に対して $x_i > 0$ ならば、ジニ係数 $G(x)$

$$G(x) = 1 - 2 \int_0^{\infty} F_1(x) n(x) dx$$

の上昇にしたがって F_2 は減少することが導かれる。 $G(x) = 0$ ($x_i = \bar{x}$ で完全平等のケース)の時、 $F_2 = f(\bar{x})$ となり、 $G(x) = 1$ ($x_{\max} = N\bar{x}$ で総余剰所得をたった一人が独占しており、完全不平等のケース)の時、 $F_2 = f(x_{\max}) = 0$ となる。¹³⁾

したがって、 u_i が一定の下では、所得分布の不平等化は、国民全体の消費性向を低下させる。現実の経済においては、同じ所得を得ている個人の消費性向が必ずしも一定ではなく、年齢、家族構成等の個人の属性を表す

変数によっても消費性向は影響を受けている可能性は否定できない。しかし、一方で本稿の冒頭で指摘したように、高所得者ほど消費性向が低下するという傾向は、我が国の統計からも実証されており、累進税率のフラット化等の所得税制改革による再分配効果の縮小が、国民全体の消費水準を低下させる可能性も考えられるのである。¹⁴⁾

3. 計量分析

本節では、前節の理論モデルをふまえ、所得分配の変化が、日本経済全体の消費水準に与える影響に関して、計量モデルを用いて分析する。推定には『国税庁統計年報』、『家計調査年報』、『国民経済計算年報』の各年度（1981-2003）のデータを用いる。

3.1 計量モデル

計量モデルとして用いるのは、以下の推計式である。

$$\% \Delta C_t = a_1 \% \Delta Y_t + a_2 IE_t + a_3 crisis_t + a_4 \quad [\text{名目}] \quad (3.1)$$

$$\% \Delta C_t = a_1 \% \Delta Y_t + a_2 IE_t + a_3 crisis_t + a_4 \quad [\text{実質}] \quad (3.2)$$

$$\% \Delta C_t = a_1 \% \Delta Y_t + a_2 IE_t + a_3 crisis_t + a_4 \% \Delta SSW_t + a_5 \quad [\text{実質}] \quad (3.3)$$

$$\% \Delta C_t = a_1 \% \Delta Y_t + a_2 IE_t + a_3 crisis_t + a_4 asym_t + a_5 \quad [\text{実質}] \quad (3.4)$$

Blinder (1975)、Musgrove (1980)、伊多波 (1983) などの実証研究においては、主に平均消費性向そのもの (C_t/Y_t) を被説明変数とし、説明変数に平均国民所得の逆数 ($1/Y_t$) を加えた回帰モデルの推計を行っている。これはFriedman (1953) の恒常所得仮説モデルに基づいたものと言える。しかし、本稿では、トレンドの除去、内生性の問題への対処という観点から消費支出の変化率を被説明変数とした。¹⁵⁾ 説明変数の詳細は〔表

3.1] にまとめている。(3.1) - (3.4) における IE_t は不平等の尺度を示しており、[表3.1] に示す6つの尺度をそれぞれ説明変数として用いて推計を行う。不平等尺度の算出には『国税庁統計年報』（各年度版）を用いる。

<表3.1> モデルに使用する変数

Name	Description
$\% \Delta C_t$	$[(C_t - C_{t-1})/C_{t-1}] \times 100 \cdots t$ 期における民間最終消費支出の変化率 ²⁴⁾
$\% \Delta Y_t$	$[(Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}] \times 100 \cdots t$ 期における国民可処分所得の変化率 ²⁵⁾
IE_t	t 期における不平等の尺度。モデルでは以下の6つを使用
$R_{b,w}^t, R_{a,w}^t$	t 期における課税前のジニ係数, 課税後のジニ係数 (源泉所得分) ²⁶⁾
$R_{b,s}^t, R_{a,s}^t$	t 期における課税前のジニ係数, 課税後のジニ係数 (申告所得分)
ϕ_w^t	$[(R_{b,w}^t - R_{a,w}^t)/R_{b,w}^t] \times 100 \cdots t$ 期における源泉所得の再分配係数 ²⁷⁾
ϕ_s^t	$[(R_{b,s}^t - R_{a,s}^t)/R_{b,s}^t] \times 100 \cdots t$ 期における申告所得の再分配係数
$crisis_t$	ダミー変数 (1997年を1。それ以外の年を0)
$\% \Delta SSW_t$	$[(SSW_t - SSW_{t-1})/SSW_{t-1}] \times 100 \cdots t$ $\cdots t$ 期における一人あたり社会保障給付費の変化率 ²⁸⁾
$asym_t$	源泉所得の課税後ローレンツ曲線の非対称度 [Musgrove (1980) の手法をもとにして算出]

推定においては、ジニ係数 R_t のパラメータの符号は負となることが期待される。所得分配の不平等化の進展が、経済全体での消費水準の低下をもたらす可能性があるという点が前節のモデルのインプリケーションであった。また、再分配係数 ϕ は、課税後の所得分配の不平等度が、課税前の所得分配の不平等度と比べてどれだけ緩和されているかを相対的に計測することのできる指標の一つとして使用されている。したがって、ジニ係数とは異なり、パラメータは正の値をとることが期待される。

また、 $crisis_t$ は1997年を1、それ以外の年は0の値をとるダミー変数である。1997年は、「消費税率の引き上げ」「医療費の自己負担及び社会保障

負担の増額」など、いわゆる「9兆円の負担増」が生じただけでなく、大手金融機関の経営破綻などが重なって将来不安が増し、消費者心理、経営者心理が急速に悪化した年であった。政府も財政改革路線の修正を後に余儀なくされるほど影響は甚大であったため、これらの副次的効果を考慮に入れて、ダミー変数をとった。¹⁶⁾

$asym_t$ はKakwani and Podder (1976) が定義したローレンツ曲線の非対称度を表す尺度である。課税後ジニ係数が同じ値をとる場合でも、課税後ローレンツ曲線の所得分布の非対称度によって、平均消費性向に与える影響は異なると考えられる。Musgrove (1980) は、 $f(x)$ の単調性により、所与の $G(x)$ の下で、ローレンツ曲線が右に歪んでいる時（垂直軸に傾いている時）、 F_2 （前節の(2.4)）は減少し、ローレンツ曲線が左に歪んでいる時（水平軸に傾いている時）、 F_2 は増加することを理論的に示している。そのため、ローレンツ曲線上の点 (F, F_1) に関して、

$$\pi = \frac{1}{\sqrt{2}}(F + F_1), \quad \eta = \frac{1}{\sqrt{2}}(F - F_1) \quad (3.5)$$

を定義する。 η はローレンツ曲線上の点 (F, F_1) から完全平等線に下ろした垂直線の長さを表す。完全平等線と垂直線の交点をPとすると、 π は原点とPの距離を表す。

ローレンツ曲線の関数を π 、 η を用いて

$$\eta = A\pi^a(\sqrt{2} - \pi)^b, \quad (A > 0, a > 0, b > 0) \quad (3.6)$$

で定義すると、(3.6)を対数値に変換することで a, b のパラメータが求められる。このとき、 $a - b$ がローレンツ曲線の非対称度の指標となる。¹⁷⁾ 実際には、 $b - a$ を $b + a$ で割って各年度の非対称度を標準化した値が $asym_t$ の指標として用いられる。¹⁸⁾ Musgrove (1980) の理論に基づく、経済全体の平均消費性向は、 $G(x)$ が一定の下では $b - a$ の減少関数となることが示される。従って、パラメータの値は負となることが期待される。

3.2 計量モデルの推定と結果の解釈

(3.1) の計量モデルを通常のOLSで推定し、ダービン・ワトソン検定（両側検定：有意水準5%）を行ったところ、6つの不平等尺度を IE_t にそれぞれあてはめた全ての推計式において、検定統計量は、一階の系列相関の存在が判断不可能な領域に存在していた。そのため、誤差項がAR(1)であったと仮定して、プレイス・ウインステン（Prais-Winsten: PW）変換に基づく一般化最小二乗法を行った。(3.1) の推計結果は、[表3.2] にまとめられている。

[表3.2]

$$\% \Delta C_t = a_1 \% \Delta Y_t + a_2 IE_t + a_3 crisis_t + a_4 [t:1981-2002]$$

Variable	Inequality Measure (IE)					
	$R_{b.w}^t$	$R_{a.w}^t$	ϕ_w^t	$R_{b.s}^t$	$R_{a.s}^t$	ϕ_s^t
% ΔY	0.299 (5.28***)	0.314 (5.78***)	0.548 (8.75***)	0.204 (2.03**)	0.211 (2.12**)	0.418 (4.56***)
IE	-114.6 (-3.14***)	-112.3 (-3.56***)	1.40 (3.86**)	17.2 (1.30)	16.3 (1.11)	1.29 (3.39***)
Crisis	-1.26 (-4.12***)	-1.22 (-3.88***)	-1.36 (-3.96***)	-1.35 (-3.65***)	-1.37 (-3.73***)	-1.44 (-4.83***)
Constant	41.6	39.4	-3.76	-6.22	-5.37	-3.50
ρ	0.774	0.678	/	0.880	0.890	/
修正R ²	0.647	0.698	0.864	0.550	0.539	0.878

() 内は t 値。不均一分散を考慮し、robustなs.dから算出。*は有意水準10%で有意、**は有意水準5%で有意、***は有意水準1%で有意であることを示す。尚、Durbin-Watson test（有意水準5%）により一階の系列相関の存在が示唆される場合は、Prais-Winsten変換に基づく一般化最小二乗推定を行っている。このケースでは ρ の値を算出している。

（以下の表も同様）

推計結果によると、 $\% \Delta Y_t$ （国民可処分所得の変化率）の係数は全て正の値をとり、不平等の尺度として $R_{b.w}^t$ 、 $R_{a.w}^t$ 、 ϕ_w^t 、 ϕ_s^t をそれぞれ IE_t にあてはめた場合、有意水準1%で有意、 $R_{b.s}^t$ 、 $R_{a.s}^t$ をそれぞれ IE_t にあて

はめた場合、有意水準5%で有意であった。所得の変動と消費の変動の相関の高さがうかがえる結果である。

また、 $R_{b,w}$ （源泉所得の課税前ジニ係数）、 $R_{a,w}$ （源泉所得の課税後ジニ係数）の係数はともに負の値をとり、それぞれ有意水準1%で有意であった。この推定結果は、源泉所得の課税前所得分配、課税後所得分配の不平等度が高まるほど、マクロで見た場合の平均消費性向は低下し、結果として日本経済全体の消費水準の伸びは下落する可能性があることを示唆している。また関心の高いパラメータである ϕ_w^t （源泉所得の再分配係数）を説明変数に組み入れた場合、係数は正の値をとり、有意水準5%で有意であった。したがって、税制改革によって再分配効果の縮小がもたらされると、結果として日本経済全体の消費水準の伸びは低下する可能性があることが示唆される。

しかし、 $R_{b,s}$ （申告所得の課税前ジニ係数）、 $R_{a,s}$ （申告所得の課税後ジニ係数）の係数は統計的に有意な結果は得られなかった。申告所得税の国税収入に占める割合は2001年度において約6%（約2兆7800億円）であり、源泉所得税の約30%（約15兆300億円）と比べると5分の1程度と少ない。納税者数も申告分納税者は2001年度で約708万人であるのに対し、源泉分申告者は、約4323万人である。¹⁹⁾したがって、申告所得分の課税前ジニ係数、課税後ジニ係数の値が、経済全体の消費水準に与える影響は、源泉所得分の課税前ジニ係数、課税後ジニ係数に比べると高くない事が予想される。²⁰⁾ また、Ishi (2001) の指摘にもあるとおり、申告所得の統計自体が源泉所得の統計に比べて誤差が大きいという可能性も考えられる。この点に関しては、源泉徴収で納税を行っている納税者と、確定申告で納税を行っている納税者を分割したうえで、所得階級別に個々のグループの消費行動をより詳しく検討する必要があるが、現状ではデータの制約から困難であり今後の検討課題である。ただし、 ϕ_s^t （申告所得の再分配係数）を説明変数に組み入れた場合、係数は正の値をとって有意水準5

%で有意であった。即ち、再分配効果の縮小が経済全体の消費に負の影響を与えている可能性が、申告所得の統計データを用いた場合でも示唆された。

さらに、ダミー変数 $crisis_t$ の係数は全て負の値をとり、全ての不平等の尺度において、有意水準1%で有意であった。97年の「消費税・社会保険料負担の増大」や「大手金融機関の破綻」は、消費者心理の悪化に影響を与えた可能性が高い。

また、(3.2), (3.3) の推計結果は、それぞれ [表3.3]、[表3.4] にまとめられており、(3.1) の推計と概ね同様の結果が得られた。

また、(3.4) [表3.5] の推計結果では、 $asym_t$ の係数は負の値をとり、Musgrove (1980) の理論と一致したが、有意ではなかった。したがって、源泉所得の課税後ローレンツ曲線の非対称度が消費水準に与える影響は見受けられなかった。 $asym_t$ のVIF (variance inflation factors) が10以上であり、説明変数間の多重共線性が示唆されるため、 $asym_t$ を除いた(3.1), (3.2) の推計式の方がより望ましいと考えられる。²¹⁾

3.3 モデルの安定性

時系列データを扱った計量モデルを構築する際には、背後にある経済理論が妥当性を持っているだけでなく、「モデルの長期的安定性」や「検定結果の信頼性」といった統計的な見地からも説得力をもたせることが望ましい。そのため、(3.1), (3.2) の被説明変数、説明変数の単位根検定を行い、各変数のDGP (data generating process) を探り、各変数の和分の次数 (何回の階差をとることで定常系列になるか) を調べた。DGPは未知であり、確実にDGPに辿り着く方法は存在しないが、ここでは蓑谷 (2003) の方法に基づいて、変数のGDPを求めた。 $\% \Delta C_t$ の和分の次数に対して有意水準10%で単位根検定を行うと、次数は0であり、極限では定常過程に従っているという結果が得られた。ただし、有意水準5%で検

定を行うと次数は1であり、その他の変数の次数も同様であった。そのため、推定式が長期的関係式として厳密に統計的有意性を持つかどうかの検証するため、共和分検定を行った。(詳細はAppendix参照) 結果としては、(3.1)においては、 ϕ_w^t 、 ϕ_s^t を説明変数とした時、各推計式の残差は定常であった。また、(3.2)においては、 $R_{a.w}^t$ 、 ϕ_w^t 、 $R_{b.s}^t$ 、 $R_{a.s}^t$ 、 ϕ_s^t を説明変数とした時、各推計式の残差は定常であった。共和分は統計的な概念であり、共和分していることが、経済理論からみて意義のある推計結果が得られたことを必ずしも意味しないが、所得税制の再分配効果が経済全体の消費水準に与える影響に関する推計式は、「モデルの長期安定性」や「検定結果の信頼性」という観点からも支持される結果となっている。

【表3.3】

$$\% \Delta C_t = a_1 \% \Delta Y_t + a_2 IE_t + a_3 crisis_t + a_4 [t:1981-2002] \text{ (実質)} \quad (3.2)$$

Variable	Inequality Measure (IE)					
	$R_{b.w}^t$	$R_{a.w}^t$	ϕ_w^t	$R_{b.s}^t$	$R_{a.s}^t$	ϕ_s^t
% ΔY	0.523 (6.20***)	0.517 (6.18***)	0.553 (10.6***)	0.537 (5.01***)	0.568 (5.58***)	0.442 (5.00***)
IE	-46.3 (-2.17**)	-42.3 (-2.23**)	0.502 (1.93*)	6.53 (0.89)	4.09 (0.53)	0.550 (2.72**)
Crisis	-2.61 (-4.55***)	-2.58 (-4.44***)	-2.66 (-16.7***)	-2.76 (-4.21***)	-2.80 (-4.21***)	-2.63 (-4.34***)
Constant	17.1	15.2	-0.886	-2.23	-0.903	-1.01
ρ	0.325	0.284	0.121	0.206	0.210	/
修正R ²	0.815	0.823	0.854	0.794	0.788	0.872

【表3.4】

$$\% \Delta C_t = a_1 \% \Delta Y_t + a_2 IE_t + a_3 crisis_t + a_4 \% \Delta SSW_t + a_5 [t:1981-2002] \quad (\text{実質})$$

(3.3)

Variable	Inequality Measure (IE)					
	$R_{b.w}^t$	$R_{a.w}^t$	ϕ_w^t	$R_{b.s}^t$	$R_{a.s}^t$	ϕ_s^t
% Δ Y	0.340 (6.01***)	0.362 (6.17***)	0.581 (7.49***)	0.555 (5.24***)	0.584 (5.90***)	0.494 (4.63***)
IE	-107.1 (-2.01**)	-101.0 (-1.91**)	0.930 (1.77*)	12.2 (1.12)	9.73 (0.86)	0.786 (1.79*)
Crisis	-1.19 (-4.37***)	-1.12 (-4.77***)	-0.492 (-0.44)	-0.649 (-0.56)	-0.692 (-0.58)	-0.757 (-0.69)
% Δ SSW	0.074 (0.43)	0.101 (0.58)	0.369 (2.58**)	0.487 (3.51***)	0.491 (3.46***)	0.334 (2.21**)
Constant	38.5	34.9	-3.99	-7.10	-5.68	-3.25
ρ	0.772	0.667	/	/	/	/
修正R ²	0.661	0.708	0.853	0.836	0.831	0.854

【表3.5】

$$\% \Delta C_t = a_1 \% \Delta Y_t + a_2 R_{a.w}^t + a_3 crisis_t + a_4 asym_t + a_5 [t:1981-2002] \quad (\text{実質}) \quad (3.4)$$

% Δ C	Variable					
	% Δ Y	$R_{a.w}^t$	crisis	asym	constant	修正R ²
	0.340 (4.03***)	-218.4 (-4.44***)	-1.32 (-1.92*)	-30.9 (-1.45)	73.0 (4.33***)	0.890 /

Durbin-Watson test (有意水準5%)を行ったところ、一階の系列相関の存在は棄却されたため、通常のOLS推計を行っている。

4. 結論

本稿では、主に累進税率の緩和に関する個人所得税制改革の変遷に焦点をあてながら、「所得分配の構造の変化と消費水準の動向の関係性」に対する考察を行ってきた。そして、税制改革の一環として80年代半ばから行われてきた「所得税の累進税率の緩和による減税政策」が、結果的には経済の活性化にはさほど寄与せず、むしろ国民全体の消費水準を引き下げた可能性があることを計量モデル分析によって示した。ただし、税制による再分配効果の縮小が続いてはいるが、近年は消費にわずかながら回復の傾向が見られている点にも注意すべきであろう。『国民経済計算年報（2004）』によると、2002年度の実質民間最終消費支出成長率は1.0%、名目民間最終消費支出成長率は-0.2%（確報改定値）であり、2000年度以降、民間最終消費支出の実質成長率はプラスが続いている。『家計調査年報（2002）』によると、平成14年の全世帯の1ヵ月の平均消費支出は174,690円で、前年に比べて1.0%の減少となったものの、消費者物価の下落（-1.1%）を反映して、実質0.1%の増加となっている。デフレの傾向が依然として続いているが、90年代後半に見られたような大幅な消費の落ち込みは、どの所得階層においても見られない。Duesenbery（1949）、Johnson（1952）、Blinder（1975）は、消費者の消費水準は他者の消費に影響を受け、高額消費を行う消費者との交流が多いほど、人々の消費性は高まる傾向があると指摘したが、このような「消費の相互依存関係」が我が国において強まっている可能性が考えられる。この場合、所得分配の平等化は、自分自身より上位の経済状態にある消費者との接触を減らすことになり、総消費は却って減少する可能性も存在する。しかし、本稿での推計結果が示唆するように、少なくとも80年代後半から90年代においては、所得分配の不平等化が消費水準の伸びを抑制した可能性は否定できな

い。したがって、所得税の累進税率を緩和する政策は、国民全体の平均消費性向を引き下げ、経済活力をかえって損なう可能性があるため、これ以上行うべきではないと思われる。近年の税収の落ち込みは、景気の悪化が主な要因といえるが、累進税率の緩和、定率減税の適用、種々の所得控除の拡大といった個人所得税制改革の効果も大きいと考えられる。減税を主体とした一連の税制改革は、税収の低迷による財政赤字の拡大、公債負担の累増が生じている現状では、結果的に将来における増税を予想させ、むしろ人々の消費を萎縮させている可能性が高い。したがって、「将来不安を払拭させ、消費者心理を好転させる」という観点からも、所得税の累進税率をこれ以上フラット化する税制改革は、適切ではないと考える。

ただし、所得税制の累進税率を80年代水準まで戻すといった改革は、中高所得者の反発が強く、実現は困難であろう。²²⁾ そのため、再分配効果の改善には、累進税率はこれ以上緩和せず、給与所得控除、配偶者控除などの所得控除や、税額控除を見直し、課税ベースの拡大を行う政策が効果的であると考えられる。課税ベースの拡大により、大多数の納税者が最低税率階級に集中しすぎているという累進税率構造の空洞化の問題を緩和できる。²³⁾ ただし、課税ベースの拡大による課税所得の増大は、低所得層の税負担増をもたらすため、基礎控除の拡大など、消費意欲が高い低所得層に配慮した政策も付随して行われるべきであろう。

また、源泉所得・申告所得双方とも、課税前の所得分配が既に不平等化の傾向にあることに注意する必要がある。即ち、「累進税率の緩和」だけでなく、「民間企業における成果賃金制度の導入、正社員雇用の大幅抑制」など民間企業の組織・賃金体系の抜本的变化と、そこから生じた企業間の賃金格差、正規社員・非正規社員間の賃金格差が国民の平均的な消費性向の低下に大きな影響を与えた可能性も高い。また、所得税の累進税率の引き下げが日本の景気にあまり良い影響を及ぼさなかったのは、金融システムの問題や高所得者が納得するような価値の高い財・サービスの欠如とい

った問題もあることも考慮に入れる必要があるだろう。これらの側面や、税制改革に対する労働供給の弾力性も考慮にいたうえでのより詳細な検討は今後の著者の課題である。

現在、我が国では、信頼ある税制の再構築が重要な論点となっている。税制が持つ再分配効果と安定的成長との関連性に関する分析が、今後も進展することを望みたい。

Appendix 計量モデル (3.1), (3.2) の共和分検定

重回帰モデルのパラメータである a_1, \dots, a_5 の最小二乗推定量をそれぞれ $\hat{a}_1, \dots, \hat{a}_5$ とし、最小二乗残差を e とすると、

$$e_t = Y_t - (a_1 X_{1t} + \dots + a_4 X_{4t} + a_5), t = 1, \dots, n$$

である。この残差 e を用いて DF (Dickey and Fuller) テストを行う。

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (a.1)$$

仮説: $H_0: \delta = 0, H_1: \delta < 0$

この最小二乗残差を用いる共和分検定は EG (Engle and Granger) テストと呼ばれている。 $H_0: \delta = 0$ が棄却され、 $H_1: \delta < 0$ が採択されれば、 $e_t \sim I(0)$ 、従って $u_t \sim I(0)$ と考える。ただし、(a.1) 式を用いて $H_0: \delta = 0$ を検定するとき、検定統計量 $t = \hat{\delta} / s_\delta$ の極限分布は通常の DF テストで用いられる τ 分布とは異なり、モデルの変数の数にも依存する。検定統計表は蓑谷 (2003) にしたがって、MacKinnon (1991) の表を用いた。

(1) 重回帰モデル (3.1) の共和分検定

(3.1) において、不平等の尺度を表す6つの説明変数 $R_{b,w}^t, R_{a,w}^t, \phi_w^t, R_{b,s}^t, R_{a,s}^t, \phi_s^t$ をそれぞれ代入した推計式をOLSで推定し、それぞれ残

差を用いて (a.1) 式の δ の t 値を算出すると、それぞれ、-1.63,-2.06,-5.22,-3.10,-3.10,-4.06であった。MacKinnon (1991) の検定統計表を用いると、サンプル数22で定数項とダミー変数を除くモデルの変数の数が2の場合、有意水準5%棄却域は、-3.6267である。したがって、 ϕ_w^t 、 ϕ_s^t を (3.1) に代入した場合、 $H_0: \delta = 0$ が棄却され、これらの推計式の残差は定常であることが示唆される。

(2) 重回帰モデル (3.2) の共和分検定

(3.2) において、不平等の尺度を表す6つの説明変数 $R_{b.w}^t$ 、 $R_{a.w}^t$ 、 ϕ_w^t 、 $R_{b.s}^t$ 、 $R_{a.s}^t$ 、 ϕ_s^t をそれぞれ代入した推計式をOLSで推定し、それぞれ残差を用いて (a.1) 式の δ の t 値を算出すると、それぞれ、-4.12,-4.33,-5.07,-4.24,-4.38,-4.52であった。MacKinnon (1991) の検定統計表を用いると、サンプル数22で定数項とダミー変数を除くモデルの変数の数が3の場合、有意水準5%棄却域は、-4.1502である。従って、 $R_{a.w}^t$ 、 ϕ_w^t 、 $R_{b.s}^t$ 、 $R_{a.s}^t$ 、 ϕ_s^t を (3.2) に代入した場合、 $H_0: \delta = 0$ が棄却され、これらの推計式の残差は定常であることが示唆される。また、MacKinnon (1991) の検定統計表は、被説明変数、説明変数の全てが $I(1)$ であることが前提になっている。今回のように、被説明変数 $\% \Delta C_t$ の和分が0の場合、EGテストの左片側臨界点は、MacKinnon (1991) の検定統計表の値より絶対値で少し小さくなる。このようなEGテストの臨界点の表は現在ない。したがって、 $R_{b.w}^t$ を (3.2) に代入した推計式等においても、推計式の残差は定常である可能性がある。

【脚注】

- 1) 内閣府経済社会総合研究所(編)『国民経済計算年報』各年版などの各種統計資料からは、民間最終消費支出の伸びが80年代に比べて低迷していることが読み取れる。尚、90年代後半における我が国の消費水準の低迷を考察した文献として、武藤

- (1999)、日本銀行(1998)などがある。もっとも内閣府経済社会総合研究所のホームページによると、2002年度の実質民間最終消費支出成長率は1.0%、名目民間最終消費支出成長率は-0.2%(確報改定値)であり、2000年度以降、民間最終消費支出の実質成長率はプラスが続いている。
- 2) 所得水準と消費水準との関係を考察した論文は非常に多数存在するが、代表的なものにFeldstein(1982), Carroll and Summers(1991)などがある。
 - 3) もっとも、第1.1図には勤労者世帯における単身世帯と農林漁家世帯、非勤労者世帯のデータが含まれていないため、国民全体の消費性向の動向をより正確に把握するには、現段階ではデータの制約がある点に留意する必要がある。ただし、平成12年1月から農林漁家世帯を含む集計調査が行われており、平成14年1月から調査対象は単身世帯を含む約9,000世帯に拡大されている(学生の単身世帯は除く)。
 - 4) 所得税制における主な所得控除額の推移に関しては[表1.2]を参照。
 - 5) Slemrod(1992)は、80年代のアメリカで実施されたERTA(Economic Recovery Tax Act)、TRA(Tax Reform Act)等の税制改革が、税制の再分配効果を縮小させ、課税後所得分配の不平等化に影響を与えていると主張している。尚、再分配係数は所得税の累進度だけでなく、課税前の所得分布からも影響を受ける点には注意が必要である。しかしながら、現実の経済における税制の再分配効果を計測する手段の一つとしては、やはり有用であろう。
 - 6) 小野(1992)は資産保有願望の非飽和性を仮定して、貨幣経済における不況の発生の可能性を、動学的最適化理論を用いて分析している。
 - 7) Blinder(1975)は、 $\delta > \beta$ のケース(消費から得られる限界効用の弾力性が、遺産から得られる限界効用の弾力性を上回るケース)においては、所得分配の不平等の増加が消費者全体の消費水準の低下をもたらす可能性があることを指摘した。
 - 8) 使用された国勢調査のデータは「所得がある個人、家計の所得分配」に関するデータであり、「所得がない個人」を母集団に含めていないため、結果的に若年労働者、女性労働者の拡大によって、ジニ係数等の不平等度は高く推計されている可能性がある。即ち、推計された不平等は人口構造、労働力の変化によって大きな影響を受けており、不完全である。
 - 9) Ishi(2001)は、 $(T_i/N_i) = \alpha (Y_i/N_i)^\beta$ から累進度 β を計測している。 Y_i は第 i 階級の総可処分所得、 N_i は第 i 階級の納税者数、 T_i は第 i 階級の総納税額を表す。尚、『税務統計から見た申告所得税の実態』を用いて計測された累進度は、90年代においても比較的安定している。その原因としてIshi(2001)は「節税・脱税の可能性や申告所得・源泉所得の可処分所得における概念上の相違」を指摘している。また、林(2000)も同様の結論を述べている。
 - 10) 理論モデルは、Musgrove(1980)に基づく。本稿では、Musgrove(1980)の総消費関数のモデルに対して、個人の属性パラメータを加えている。
 - 11) Lluch, Powell and Williams(1977)は、関数 $f(x)$ を $f(x) = z/(x+z)$ とすると、上記の性質($f(0) = 1, \lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = 0, f'(x) \leq 0$)を備えており、実際の家計データから得

- られる平均消費性向とも整合性があると主張している。また、Bhalla (1976) は $f(x) = \exp(-bx^2)$ を用いて、分析を行っている。
- 12) 即ち $n(x)$ は x に関する確率密度関数である。
 - 13) Musgrove (1980) は、 $f(x)$ の単調性により、所与の $G(x)$ の下で、ローレンツ曲線が右に歪んでいる時 (垂直軸に傾いている時)、 F_2 は減少し、ローレンツ曲線が左に歪んでいる時 (水平軸に傾いている時)、 F_2 は増加することを理論的に示している。
 - 14) もっとも、このモデルにおいては、税制改革による可処分所得の変化が、労働供給の弾力性に与える影響は考慮していない。しかし、Slemlod (1995) や Heckman (1993) の研究では、税制改革が労働者の労働時間に与える影響は殆ど観測されていないことを指摘されており、我が国においても、高所得者が高い税率をかけられることによって勤労意欲を低下させ、労働供給を減らす傾向が強いという明確なコンセンサスは得られていない。牧 (1998), p.117 は、「雇用労働の場合には、労働時間がしばしば企業によって指定されている」点を指摘している。現在の我が国の経済においては、所得に対する労働供給の弾力性は「パート労働者」「派遣労働者」等を別とすれば、低い水準にとどまっている可能性が高い。これらの詳細な検証は今後の課題である。
 - 15) 経済時系列データの多くは非定常過程であり、上昇トレンドもしくは下降トレンドがあるため、変数をそのまま帰帰モデルにあてはめると見せかけの相関の問題が発生する。詳細は本稿3.3節、襄谷 (2003) 参照。
 - 16) 日経産業消費研究所 (1998) の「消費者の意識と行動調査」(1998年6月実施)の結果では、97年後半から20~30代を中心として消費者の将来不安が高まっていることが示されている。
 - 17) $a=b$ のときローレンツ曲線は対称、 $a>b$ のときローレンツ曲線は座標(0,0)に向かって歪んでおり、 $a<b$ のとき座標(1,1)に向かって歪んでいる。
 - 18) Musgrove (1980) の実証分析においても、同様の指標が用いられている。
 - 19) 国税庁 (編) (2001), 永長 (2003) 参照。
 - 20) ただし、「株式等の譲渡所得等」は申告所得の所得分布に大きな影響を与えている。「株式等の譲渡所得等」の所得分布のみで計測した課税前ジニ係数は、2002年度が0.802、1992年度が0.759、1989年度が0.846であった。株式等の譲渡所得金額のおよそ8割は、最高所得階級(5000万超)に属する階層の人々が取得している。株式の譲渡益から得られる所得が、給与所得以上に所得格差の原因となっている傾向は、近年も継続していると言える。近年におけるキャピタルゲイン所得に対する減税政策は、投資の活性化による景気回復というプラス要素を期待できるものの、税制の再分配効果をさらに縮小させる可能性もある。
 - 21) 不平等尺度のパラメータに関しては、(3.1), (3.2) 式と概ね同様の結果が得られたため、推定結果を表した表は、紙面の制約上割愛させていただく。
 - 22) Kahneman and Tversky (1979) は、人々は、現在の状態から所得を e だけ得たときに得られる効用と、 e だけ失った時に失う効用とでは、後者の方が高い傾向にある

ことを実験的アプローチによって示した。即ち、多くの人々にとっては、 e の所得を得られるときに感じる幸福感よりも、同じ e の所得を失うときに感じる失望感、嫌悪感の方が高い。したがって、一度フラット化した累進税率を再度引き上げる政策には、大きな政治的圧力がかかると予想される。

- 23) Ishi (2001)、石 (2004) は、日本の累進税率構造において、現在給与収入を得ている納税者の約80% (給与収入で約800万円まで) が最低税率10%の所得ブラケットに位置しており、中高所得層にまで税負担の軽減が広がりすぎている点を指摘している。また、Kakwani (1977) は、社会全体の平均税率の拡大は、累進的な税制の下では再分配効果を拡大させると指摘している。
- 24) 国民経済計算年報 (2003) のデータを使用。
- 25) 国民経済計算年報 (各年版) のデータを使用した。データは内閣府経済社会総合研究所のホームページからダウンロード可能である。現在の国民経済計算は1993年に国連によって勧告された国際基準 (93SNA) に基づいている。国民経済計算年報 (2003) では、推計方法の改定や新たに利用可能になった基礎統計を反映させるため、昭和55年 (1980) に遡って遡及改定が行われている。
- 26) ジニ係数、再分配係数は国税庁統計年次報告書 (1988-2003) より著者が計算。1987年以前の値は、Ishi (2001) の推計結果を使用した。源泉所得分は民間給与実態統計調査の「給与階級別の給与所得者数、給与総額及び税額」、申告所得分は、申告所得税標本調査の「総括表」を用いて値を算出している。
- 27) (3-1) - (3-4) の計量モデルでは、『国民経済計算年報』の国民可処分所得変化率、民間最終消費支出変化率が変数に用いられているが、源泉所得分のジニ係数、再分配係数が IE として説明変数に用いられる場合、『家計調査年報』における勤労者世帯の、総可処分所得変化率、総消費変化率をそれぞれ $\% \Delta Y_t$ 、 $\% \Delta C_t$ に用いることがより望ましいと考えられる。これは、税制によって生じた勤労者世帯の所得分配の変化が、勤労者世帯のマクロの消費水準にどのような影響を与えているかを直接分析するためである。しかし、家計調査年報では、単身世帯、農林漁家世帯は2001年まで調査対象外であり、消費性向の高い単身世帯が抜け落ちているという問題があるため、本稿では『国民経済計算年報』の値を用いて、所得分配の変化が経済全体の消費水準に与えた影響を考察する。
- 28) 社会保障統計年報 (各年度版) をもとにして算出。

【参考文献】

- ・ 国税庁企画課 (編) 『申告所得税の実態 (各年版)』
- ・ 国税庁企画課 (編) 『民間給与の実態 (各年版)』
- ・ 国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『社会保障統計年報 (各年版)』
- ・ 財務省 (編) (2002) 『財政金融統計月報』 Vol.627財務省印刷局
- ・ 財務省 (編) (2002) 『租税及び印紙収入予算の説明』 財務省印刷局
- ・ 財務省理財局 (編) (2002) 『国債統計年報-平成13年度』 財務省印刷局

- ・総務省統計局（編）（各年度版）『家計調査年報』財務省印刷局
- ・内閣府経済社会総合研究所（編）『国民経済計算年報（各年版）』
- ・内閣府経済社会総合研究所（編）『家計消費の動向（各年版）』
- ・日本銀行（1998）『日本銀行調査月報』1998年6月号
- ・U.S Department of Labor Bureau of Labor Statistics “Consumer Expenditure in 2000, Report966”（2003）
- ・石弘光（2004）『税の負担はどうか』中公新書
- ・伊多波良雄（1983）「所得分配と総計消費関数」『経済学論叢』32（3）,pp.1-14
- ・小野善康（1992）『貨幣経済の動学理論』東京大学出版会
- ・小野善康（1994）『不況の経済学』日本経済新聞社
- ・橋本俊詔「資産価格変動と資産分布の不平等」『日本経済研究』第18号、1989年3月号、pp.79-91
- ・橋本俊詔・八木匡（1994）「所得分配の現状と最近の推移」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』第一章、東京大学出版会
- ・内閣府政策統括官（2002）「海外諸国における抜本的税制改正の事例について」『政策効果分析レポート』No.14
- ・永長正士（編）（2003）『図説・日本の税制』財経詳報社
- ・日経産業消費研究所（編）（1998）『データでみる若者の現在-98年版』
- ・橋本恭之（1994）「個人所得課税の改革と具体的シミュレーション」『税経通信』第49巻15号
- ・橋本恭之（1997）「累進税率とフラット・タックス」『税研』Vol.12 No.71
- ・橋本恭之・上村敏之（1997）「税制改革の再分配効果-個票データによる村山税制改革の分析-」『関西大学経済論集』第47巻2月号
- ・林宏昭（2000）「所得税改革の視点-再分配効果の分析」『総合税制研究』第8号
- ・蓑谷千風彦（2003）『計量経済学（2版）』多賀出版
- ・武藤博道（1999）『消費不況の経済学』日本経済新聞社
- ・Auerbach, A J. and Kotlicoff, L (1987) *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge(UK): Cambridge University Press.
- ・Barro, R. J.(1979) “Are Government Bonds net Wealth?”, *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp.1095-1117
- ・Blinder, A. S.(1975) “Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function”, *Journal of Political Economy*, Vol.83, No.3, pp.447-476
- ・Borooah, V.K. and Sharpe, D.R.(1986) “Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis”, *The Economic Journal*, Vol.96, No.382, pp.449-466
- ・Carroll, C. D. and Summers L. H. (1991) “Consumption Growth Parallels Economic Growth”, in Bernheim B D. and Shoven J B., eds., *National Saving and Economic Performance*, University of Chicago Press.

- ・ Della, P.A. and Oguchi, N.(1976) "Distribution, the Aggregate Consumption Function, and the Level of Economic Development", *Journal of Political Economy*, Vol.84, No.6, pp.1325-1334
- ・ Duesenberry, J.(1949) *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, reprinted (1967), Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- ・ Feldstein, M. (1982) "Social security and private saving" : Reply, *Journal of Political Economy*, Vol.103, pp.551-572
- ・ Feldstein, M. (1995) "Behavioral Response to Tax Rates: Evidence from the Tax Reform Act of 1986", *American Economic Review*, 85, No.2, pp.170-174
- ・ Friedman, M.A. (1957) *Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press. 『消費の経済理論』 宮川公男・今井賢一訳、巖松堂 (1961)
- ・ Galbraith, J.K. (1958) *The Affluent Society*, reprinted(1965), Bombay: Asia Publishing House. 『ゆたかな社会』 鈴木哲太郎訳、岩波書店 (1960)
- ・ Heckman, J.(1993) "What has been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years?", *American Economic Review*, Vol. 83 No.2, May
- ・ Ishi, H. (2001) *The Japanese Tax System (Third edition)*: Oxford University Press.
- ・ Johnson, H.G.(1952) "The effects of Income-Redistribution on Aggregate Consumption with Interdependence of Consumers' Preferences", *Econometrica*, Vol.19, No.74, pp.131-147
- ・ Kahneman, D. and Tversky, A. (1979) "Prospect Theory: An Analysis of decision under risk", *Econometrica*, Vol.47, pp.263-91
- ・ Kakwani, N. C.(1977) "Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis", *Econometrica*, Vol.45, No.3, pp.719-728
- ・ Kakwani, N. C. and Podder, N.(1976) "Efficient Estimation of the Lorenz Curve and Associated Inequality Measures from Grouped Observations", *Econometrica*, Vol.44, No.1, pp.137-148
- ・ Karoly, L.A. (1996) "Trends in income inequality", in Slemrod, J.(eds), *Tax Progressivity and Income Inequality*, Cambridge University Press.
- ・ MacKinnon, J. G. (1991) "Critical Values for cointegration tests, in Engle and Granger(eds), *Long-run Economic Relationship*, Oxford University Press.
- ・ Musgrove, P. (1980) "Income Distribution and the Aggregate Consumption Function", *Journal of Political Economy*, Vol.88, No.3, pp.504-525
- ・ Nada, E. (1996) "Labor Supply and The Economic Recovery Tax Act of 1981", in Feldstein, M. and Poterba, J M., eds., *Empirical Foundation of Household Taxation*: The University of Chicago press
- ・ Pechman, J. A.(1990) "The Future of the Income Tax", *American Economic Review*, Vol.80, pp.1-20
- ・ Rothschild, M. and Stiglitz, J.E.(1970) "Increasing Risk. A Definition.", *Journal of*

Economic Theory Vol.2, pp.225-243

- Slemrod, J.(1992) "Taxation and Inequality" in James M. Poterba(ed.), *Tax Policy and the Economy*, Vol.6, Cambridge, MA: MIT Press.
- Slemrod, J.(1995) "Income Creation or Income Shifting ? Behavioral Responses to the Tax Reform Act of 1986", *American Economic Review*,85,No2,pp175-180