

租税構造の安定効果

石 弘 光

1 はじめに

租税収入は景気変動の過程において自動的に増減を示す。景気後退期には所得変動より比例以上に減少して可処分所得の一層の減退を阻止し、逆にインフレ期にはその増収は所得変動以上の割合で発生し可処分所得の一層の増加をくいとめる。この現象は税制を固定したままでも発生し、なんら外生的な政策変更を必要としない。これが周知の租税構造のビルトイン・スタビライザーの安定効果である。

租税収入のうち、有力なスタビライザーの機能をもつと考えられるのは所得税と法人税の2つである。とりわけ重要なのは、このうち所得税の方である。法人税のスタビライザーの効果は、それ自体の構造的な特質によるより課税標準である法人利潤の可変性によるところ大である。これに対して所得税のそれは、課税標準の可変性ではなく累進税率、控除制度などの構造上の諸要因による自動的な安定化機能に依存している。そこで所得税の自動的な変動パターンは、古くから理論的・実証的にみてより興味のあるかつ重要な分析対象とされてきた¹⁾。

本稿でも以下、所得税のみを考察の対象にする。その主たる分析目的は、戦後わが国の所得税のスタビライザーとしての安定効果をクロス・セクションの視角から計測を試みようとするものである。従来、この種の計測は大半が国民所得の時系列データを利用しておこなわれてきた²⁾。以下述べる

わが国の特殊事情は、クロス・セクションの接近方法をより歓迎するように思われる。

2 計測方法とその問題点

所得税のスタビライザーの機能は、その制度上の種々な要因を個別に吟味することによって明らかにされる³⁾。しかしその全体としての安定効果は、何らかの指標によって表示される必要がある。これまで一般に用いられてきた指標は、租税収入の所得弾力性 η_{TY} 、あるいは単に租税収入 T と国民所得 Y の増分の比率、つまり限界税率 $\Delta T/\Delta Y$ などビルトイン・フレキシビリティ (built-in flexibility) といわれるものである⁴⁾。

1950年以後アメリカを中心に、租税収入のビルトイン・フレキシビリティの計測はいくつもの角度から積極的におこなわれてきた⁵⁾。このような計測は所得税の安定効果を単に理論的なモデル分析におわらせることなく、実際の政策的視点からどう評価したらよいかの判断に際して重要となる。この際、アメリカの所得税制度は他の諸国(イギリス、日本など)にみられない良好な条件を準備してくれている。それは戦後、税制がそれほど大きな規模で改正されていないということである。つまりある期間にわたって税制が固定しているという条件が実現している。

この「税制の固定性」の条件は、ビルトイン・

3) たとえば [10], chaps. 8-14, 参照のこと。

4) 定義により各々, $\eta_{TY} = \frac{\Delta T}{T} / \frac{\Delta Y}{Y}$, $t_m = \frac{\Delta T}{\Delta Y}$ となる。両者の関係は, η_{TY} を変形して $t_m = \frac{T}{Y} \cdot \eta_{TY}$ である。

5) 数多くの計測がおこなわれたが、特に注目に価するのはベックマン＝コーヘンの論争である。これに関して [3][4][15][16] を参照、またこの種の先駆的な試みとして [1][5] などを挙げられる。

1) たとえば代表的な文献として、[2][11][14] など参照のこと。

2) 時系列とクロス・セクションによる2通りの接近方法があることは、スリター (R. E. Slitor) によって早くから指摘されている。参照 [18]。

スタビライザーの本質にかかわるものである。租税にかぎらず財政支出も含めて財政構造のスタビライザーの機能は、まさに制度を固定させたままでの自動的な財政収支の変動に重要な意味を付与している。換言すると制度上ビルトインしたあるルールを設定したら、ある期間これに変更を加えず保持していくという態度である。このルール方式にたいして、景気変動の局面に積極的に対応していく裁量政策(discretionary policy)の立場がある。この裁量政策は当然のこと制度上の変更を伴う。政策発動に関してのこの「ルールか裁量政策か」という判断は、制度をある期間固定させたままにするかそれとも変更するかとの区別につながる⁶⁾。かくして裁量政策により制度がたえず改正され、不安定な制度しかもちえない状況の場合、本来ビルトイン・スタビライザーの議論は成立しない⁷⁾。

しかし制度改正をたびたび受けつつも、潜在的なスタビライザーの機能を残して財政政策が実際に運営されているケースもある。この場合、裁量政策によって本来制度的に付与されたスタビライザーとしての機能がどう影響され、かつ残されたその潜在的な安定効果はどうなっているのかを検討する必要がある。戦後わが国の税制はまさにこのケースである。

わが国の戦後の所得税制度の発展は、一言で表現すると毎年おこなわれた大規模な減税政策である。減税措置は具体的に2つの課税方法の変更を伴う。1つは累進税率の緩和であり、もう1つは諸控除水準の引上げである。これらの税制上の変更は、所得税のスタビライザー機能に大きな影響を与えているにちがいない。それよりもっと重要なことは、この減税政策がビルトイン・フレキシビリティの計測に絶対不可欠な「固定した税制」をごく短期間についても提供してくれないことである。具体的な計測は前述したように、弾力

性 η_{TY} あるいは限界税率 $\Delta T/\Delta Y$ のタームでおこなわれ、 T と Y についてあるていどのサンプル数を必要とする。定義式をそのまま利用するとしても、 $\Delta T, \Delta Y$ が必要である以上最低2つのサンプルがなくてはならない。問題は Y にはなく T の方にある⁸⁾。この場合租税収入は、その性格上「税制を固定した」ままで発生するものでなければ意味がない。

かくして毎年のごとく制度改正が実施されてきた戦後わが国の税制を計測の対象にするとき、租税収入の算定にあたって何らかの修正をおこなった数値を必要とする。毎年税制が変更されたという事実から、実際に財政当局によって把握されている租税収入の実際値は単一年度のみの「固定した税制」を背景としたもので時系列としての連続性がないことがわかる。そこで従来採用されてきた唯一の修正方法は、年々の実際値に「税制改正がなかった場合」と仮定して算定した減税額を加え、その合計を前年度の税制を固定したときの租税収入とすることである。このような想定上の租税収入を当年度について計算することにより、それと前年度実績の差額をとって計測に必要な ΔT を得ていた。

第1表 大蔵省試算：所得税収入のGNP弾力性
(10億円, %)

項目	年度		
	1957	1958	1959
(1) GNP	10,149.8	10,394.7	12,572.5
(2) 同上対前年度増加率	9.2	2.4	21.0
(3) 所得税収入額	251.8	259.3	278.0
(4) 税制改正がなかった場合の収入額	401.8	284.2	326.8
(5) $\frac{\text{当年度の(4)}}{\text{前年度の(3)}} - 100$	31.7	12.9	26.0
(6) 弾力性 $\frac{(5)}{(2)}$	3.45	5.38	1.24

(資料) 大蔵省主税局『税制主要参考資料集』1964年2月, p.25より作成

第1表をみてみよう。これは所得税収入の対GNP弾力性を調べるためにおこなった大蔵省の試算である。1957—59年の3ヵ年分だけ参考のた

6) 参照, 拙稿[21]。

7) この点, 裁量政策とビルトイン・スタビライザーの政策効果を租税政策に関して二分して測定しようとするB・ハンセンのモデルに, 筆者は疑問をもつ。参照[7], pp. 21-32。

8) 厳密にいうと間接的ながら税制改正の影響は Y にも及んでいる。したがって理想的には, 実際の計測にあたって Y にも何らかの修正をする必要がある。しかしこの影響は実際に小さいうえ, 数量的に把握するのは不可能である。参照, 拙稿[20]。

めに掲げておいた。(1)と(2)の GNP の対前年度比はそのままのデータで計算できる。問題は(3)～(5)の租税収入の増加率の方にある。(4)のごとく「税制改正のなかった場合」の想定上の税収額を見積り、それと前年度の課税実績の比率をとる方法になっている。求める弾力性は最終的に(6)のように計算される。

この修正方法は時系列データを使用する限り唯一の可能な調整と思われる⁹⁾。しかし理論的、実際的にみて次のごとき3つの欠点をもつ。

(1) 年々基準にする税制が変わっているから、弾力性の数値は単一年度ごとしか意味をもたない。ときどきある期間(たとえば10年間)について、このようにして得られた弾力性の値を平均して議論の展開に利用しているが、これはまったく無意味である。なぜならどの年度の税制を固定して、弾力性を計算したのか判別できないからである。過去10年間の平均的税制などというのは明らかに意味がない。

(2) 最低2つのサンプル数の確保のため、「税制改正のなかった場合」の減税額を想定している。しかしこれはあくまで仮想上の数値にすぎない。これを加えたからといって、どのていど「税制の固定化」が実現したかは疑問である。

(3) 2ヵ年の税制を「固定した」と仮定して得られた弾力性の計算値は、年々かなりの変動を示す。たとえば第1表で、1958年の5.38から1959年の1.24までわずか2ヵ年で大きな変動幅があることがわかる¹⁰⁾。かりに税制改正の実態を加味したとしても連続した両年度でこのように弾力性の値が大幅に異なるのは非現実的である。この理由は(2)で述べたデータの修正とも関連するが、たった2つのサンプル数で計算をおこなっていることにも起因しよう。

以上のように税制改正の影響を修正する方法には

9) アメリカ、イギリスなどで試みられた方法も、概ね類似したものである。たとえばアメリカについて[6][9]、イギリスについて[1][17]など参照。

10) 1953-62年間の他の年度について、所得税のGNPにたいする弾力性は、2.06(1953)、2.24(1954)、1.40(1955)、2.09(1956)、2.66(1960)、2.34(1961)、3.75(1962)である。

大きな欠陥がある。このことにより今日、唯一可能な方法として用いられている弾力性の計算値の性格にも疑問をもたざるをえない。

このような疑問に加えて、時系列データを用いて計測するときもう1つの問題が生じる。それは国民所得や租税収入の変動を、短期的な景気変動の要因にのみ帰着できないことである。たとえば人口の継続的な増加は、潜在的に控除水準をたえず高めたと同じ結果になる。たとえば現実に控除前所得が減少していなくても、この人口増加という長期的要因は控除額を年々増加させ、課税所得さらには租税収入を削減する方向に働くことになる¹¹⁾。あるいは経済成長は長期的に所得水準を引上げる。この所得増加の上方トレンドは、短期的な循環要因とは関係なく課税所得を拡大させ租税収入を増加させるように機能する。しかしかりにこのような長期的要因の影響が明瞭に認められても、それを当面問題にしている所得や租税収入の短期的な変動と切り離すことは不可能である。この点を明確に指摘しているブレザートン(R. F. Bretherton)にしたがって、以下長期的な要因は不変と仮定して議論をすすめることにする¹²⁾。

たび重なる税制改正による「不安定な税制」という特殊事情を背景として、戦後日本の所得税のスタビライザー機能の測定をどのように考えたらよいであろうか。2つの考え方がある。第1は厳密な理論的要請にたち戻って、税制の固定した状況のないわが国のケースでは、本来意味のある計測はできないと放棄することである。第2は意味のある「固定した税制」を得るのは無理として、たえず変更されている税制を所与として次善(second-best)の計測方法を考え、租税構造の安定効果を判断する材料を提供することである。

本分析では次善の計測方法の1つとして¹³⁾、クロス・セクションのデータの利用を考える。税務統計を利用すると、源泉・申告の別に計測に必要

11) [9], p. 41.

12) [1] pp. 172-72.

13) もう1つは戦後唯一の税制改正のなかった1960年に着目して、4半期データを用いて計測することも考えられる。参照、拙稿[8][20]。

な所得税の課税所得、納税者数、税額の3つのデータを所得階層毎に入手できる。時系列分析と比較して、このクロス・セクションによる計測は次の4点のメリットをもっている。

(1) 少なくとも所得階層の数だけのサンプル数が得られる。概ね所得階層は9~14にどのに分けられているから、計測に十分な自由度を確保できる。

(2) 「税制改正がなかった場合」というような想定上の不正確な税収を計算に用いる必要がない。すべて実際に発生した税収をデータとして利用できる。単一年度にしても、この方が「固定した税制」を得るのにすぐれている。

(3) 所得と租税収入の発生のタイム・ラグの問題を回避できる。ビルトイン・フレキシビリティの計算にあたっては、この両者の間に介在するラグを除去せねばならない。源泉所得税の場合、税法によって両者の間に1ヵ月のラグがあることがわかる。したがって月次データでラグの調整は容易にできる。他方において申告所得税の場合、現行の予定申告、確定申告の納税制度では必ずしも計測に必要な単一のラグを決定できない。この点、所得と税額が同時点で把握されているクロス・セクション・データはすぐれている。

(4) 課税所得、納税者数、税額の所得階層別分布をもちいて租税関数を計測できる。単に定義式に基づいて年差を利用してビルトイン・フレキシビリティを算定するより、明らかにより正確でありかついくつかの付随的な分析結果を得ることができる。

クロス・セクション・データを用いても、さきに指摘した時系列分析の欠陥をすべて解決できるわけではない。あくまで次善の方法にすぎない。たとえば自由度が多くなり計算がより正確になる利点はあるが、ある継続した期間について意味のある「固定した税制」を作ることはやはり不可能である。また人口増加、経済成長などの長期的要因の影響を切りはなすことはできない。しかし定義式にもとづいて、2つのサンプルで計算する方式よりクロス・セクションによる計測は前述のご

とくいくつかの点ですぐれていると思われる。

3 モデルと計測結果

計測の出発点として、まず簡単にクロス・セクション・モデルを作ることからはじめよう。税務統計によって各所得階層に所属する課税所得 Y 、納税者数 N 、税額 T を得ることができる。そこで第 i 階層の Y_i, N_i, T_i について、次のごとき関係を定式化できる。

$$\frac{T_i}{N_i} = \alpha \left(\frac{Y_i}{N_i} \right)^\beta \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

(1)において先験的に $\beta > 1$ である。というのは現行の所得税制度は累進税率の体系をもっており、(1)は1人当たり税額が1人当たり所得と累進税関数で結びつけられていることを示す¹⁴⁾。いま $\pi = \frac{T}{N}$, $y = \frac{Y}{N}$ とおくと、(1)は

$$\pi_i = \alpha y_i^\beta \quad (1)'$$

と簡単になる。 β は租税収入の所得弾力性あるいは累進度を示す指標になる。

計測に必要なデータ Y, N, T は、国税庁『申告所得税の実態』および『民間給与の実態』の2つの資料からすべて入手できる。データの利用にあたって注意すべき事柄は、補論として末尾にまとめられている。ただここで注目すべきことは Y の概念である。ここで用いられる Y は所得控除前の課税所得で、当然 GNP や国民所得の概念とは異なってくる。わが国においては一般に租税収入の所得弾力性といったとき、この「所得」に GNP や国民所得を使用する¹⁵⁾。クロス・セクション・モデルではこの種のマクロの所得概念を適用できない。そこで所得税の税額算定の基礎にな

14) この租税関数において、納税者数 N を独立の説明変数にする試みも最近おこなわれている。つまり、

$$T_i = \alpha \left(\frac{Y_i}{N_i} \right)^\beta N_i = \alpha Y_i^\beta N_i^{1-\beta} = \alpha Y_i^\beta N_i^\gamma$$

ただし $\gamma = 1 - \beta$ である。 $\beta > 1$ から明らかのように $\gamma < 0$ である。これは各所得階層で租税収入が所得と納税者数の関数であることを意味する。しかし実際に日本、アメリカのデータを用いて計測すると $\gamma = 1 - \beta$ は成立しない。これは計測上の誤差の範囲を大幅に超える乖離である。参照 [19], 第2表。

15) アメリカでは調整粗所得 (gross adjusted income) を通常用いている。

る課税所得で代用させることになる。これには十分の意味がある。

所得税の課税所得は、法人税の課税標準である法人利潤とくらべるとはるかに変動が小さい。租税収入の所得弾力性を η_{TY} 、租税収入の課税標準弾力性を η_{TB} 、課税標準の所得弾力性を η_{BY} とすると、この三者の関係は次のようになる¹⁶⁾。

$$\eta_{TY} = \eta_{TB} \cdot \eta_{BY} \quad (2)$$

所得税については $\eta_{BY} \doteq 1$ が成立する¹⁷⁾。つまり $\eta_{TY} \doteq \eta_{TB}$ である。したがってクロス・セクション分析において、 Y の代わりに B にあたる課税所得を用いて η_{TB} を計測してもその値を η_{TY} に置きかえることができる。

具体的な計測は(1)'を利用して、前述の2つの税務統計から得られる2つの所得税について別々におこなった¹⁸⁾。これらは徴税形態に着目すると、通常申告所得税と源泉所得税とよんでいるものに該当する。しかし後者については原データに忠実に課税所得の種類を重視して、以下給与所得税とよぶことにする。計測結果はデータの利用可能な期間に依拠して、第2表と第3表にまとめられて

16) 国民所得 Y 、租税収入 T 、課税標準 B とすると、各々の定義は $\eta_{TY} = \frac{\Delta T}{T} / \frac{\Delta Y}{Y}$ 、 $\eta_{TB} = \frac{\Delta T}{T} / \frac{\Delta B}{B}$ 、 $\eta_{BY} = \frac{\Delta B}{B} / \frac{\Delta Y}{Y}$ である。

17) 所得税の課税標準として国民所得統計から、雇
用者所得 Y_w と個人業主所得・個人財産所得合計 Y_u
をとり出して、4半期別データを用いて1951~71年
についてNNPと相関させると次のようになる。

$$\log Y_w = 1.05 \log \text{NNP} + 0.310 \quad (121.78)$$

$$R^2 = 0.994 \quad d. w. = 1.623$$

$$\log Y_u = 0.92 \log \text{NNP} + 0.659 \quad (49.29)$$

$$R^2 = 0.967 \quad d. w. = 2.451$$

ただし()内は t 値。

18) したがって(1)'の β の値は、制度的に設定されている所得税の累進税率それ自体の効果のみを反映しない。所得分布その他の要因の変化も、 β の値に影響を与えることになる。もし純粋に所得税制度の累進制の影響のみ摘出したければ、法定累進税率表の Y と T をデータとして用いるべきであろう。しかし本分析では、制度そのものでなくそれが実際に適用されている実態面で租税構造の安定効果を把握することを狙いとしている。そこで税務統計の実際に運用されているデータを利用することにした。

第2表 計測結果：申告所得税

年	切片	β	β の t 値	R^2	サンプル数
1947	0.075	1.346	26.012	0.988	9
1948	0.012	1.572	20.159	0.981	9
1949	0.005	1.726	15.704	0.968	9
1950	0.002	1.771	22.478	0.986	8
1951	0.168	1.455	20.505	0.981	9
1952	0.135	1.460	17.070	0.973	9
1953	0.124	1.446	17.606	0.969	11
1954	0.102	1.430	17.381	0.968	11
1955	0.089	1.481	17.408	0.968	11
1956	0.088	1.492	19.032	0.973	11
1957	0.069	1.492	24.287	0.983	11
1958	0.061	1.506	22.294	0.980	11
1959	0.062	1.481	22.098	0.980	11
1960	0.066	1.477	20.191	0.976	11
1961	0.066	1.471	21.860	0.979	11
1962	0.063	1.405	11.491	0.929	11
1963	0.056	1.575	32.562	0.991	11
1964	0.053	1.562	31.297	0.990	11
1965	0.049	1.603	43.540	0.994	12
1966	0.047	1.622	56.312	0.997	11
1967	0.046	1.624	56.338	0.997	11
1968	0.047	1.617	52.102	0.996	12
1969	0.043	1.457	29.756	0.988	12
1970	0.040	1.440	39.410	0.993	12
1971	0.037	1.410	37.466	0.992	12
1972	0.039	1.418	39.347	0.993	12

(注) 切片は $\log \alpha$ の値である。第3表でも同じ。

第3表 計測結果：給与所得税

年	切片	β	β の t 値	R^2	サンプル数
1951	0.347	1.959	14.872	0.961	10
1952	0.218	1.908	12.278	0.943	10
1953	0.205	1.895	16.162	0.967	10
1954	0.188	1.989	13.979	0.956	10
1955	0.106	2.020	13.599	0.934	14
1956	0.093	2.066	11.966	0.916	14
1957	0.056	2.088	12.430	0.922	14
1958	0.052	1.954	10.724	0.898	14
1959	0.051	1.844	13.588	0.933	14
1960	0.049	1.819	12.670	0.925	14
1961	0.044	1.727	11.195	0.905	14
1962	0.042	1.706	12.338	0.921	14
1963	0.041	1.752	11.737	0.913	14
1964	0.052	1.962	16.293	0.957	13
1965	0.046	1.978	13.629	0.939	13
1966	0.041	1.961	12.317	0.926	13
1967	0.033	1.956	9.442	0.880	13
1968	0.028	2.055	15.553	0.956	12
1969	0.033	1.929	15.924	0.958	12
1970	0.031	1.896	17.649	0.966	12
1971	0.025	2.002	21.732	0.977	12
1972	0.025	1.970	41.851	0.994	11

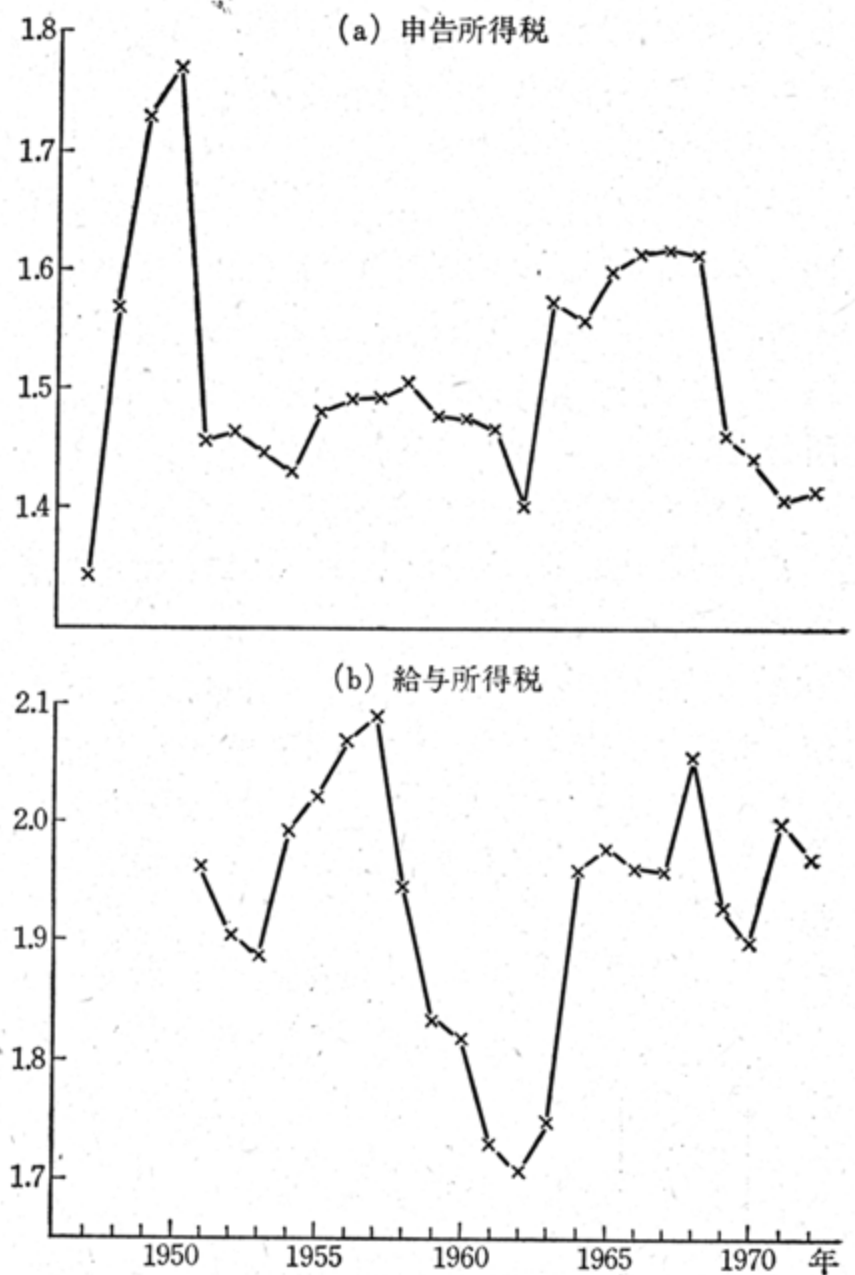
いる。あらかじめ先験的理由から仮定しておいたように $\beta > 1$ でその符号条件も良好だし、 R^2, t 値の大きさからみてもこの計測は十分に成功したといつてよからう。

まず注目すべきことは、 α, β の値が決して安定していないことである。これは租税関数自体の変化を意味する。もし戦後のこの期間に所得税制度の改正がなく「固定した税制」が実現していたら、各係数ともおそらくより安定した値になったにちがいない¹⁹⁾。ここで得たかなり可変的な租税関数の変化は、所得分布その他の要因の影響もあるがまさに年々の税制改正の影響を受けた結果である。この結果は角度をかえてみれば、制度改正の所得税構造に与える効果の分析ということもできる。

第2,3表の計測期間中で、ただ1ヵ年のみ税制改正を実質的にこうむらなかつた年がある。それは1960年である。このことは1959—60年の2年間、同一の税制で所得税が徴収されていたことを意味する。するとこの2年間については、各係数の値がほぼ同じになる必要がある。第2,3表において1959—60年の両年は、他期間とくらべて全体としてみれば α, β ともに比較的安定した数値を示している。「固定した税制」が実現すると、安定した租税関数がえられるという理論的な予想があるていどあてはまることになる。

この租税関数の係数の中でとりわけ重要なのは β の値である。すでに述べたように β の値は所得税の累進度を表わすし、また租税収入の所得弾力性を意味する。したがって所得税構造の安定効果は、この β の値が大きいほど高いことになる。第1図は β の値の推移を2つの所得税のケースに分けて描いたものである。再びくりかえす必要もないが、1959—60年の2ヵ年の β は、計測期間中で最も変化を示さないものの1つである。このとき β の値は申告所得税で1.48、給与所得税で1.82~1.84であり、連続した2ヵ年で税制を固定させた戦後唯一の機会に算定された租税収入の所得弾力性の値として重要である。税制が一定でも、 β の値に若干の差がみられるのはすでに指摘した

19) もちろんこの場合、税制改正以外の要因も β の値に影響している。だから税制改正がなくても、本分析に用いたデータの性質から β は固定しないであろう。しかし同種のデータを用いて、戦後のアメリカについて租税関数を計測した結果は「固定した税制」のとき β がほとんど変化しないことが実証されている。参照[19], pp. 242-3.

第1図 β の値

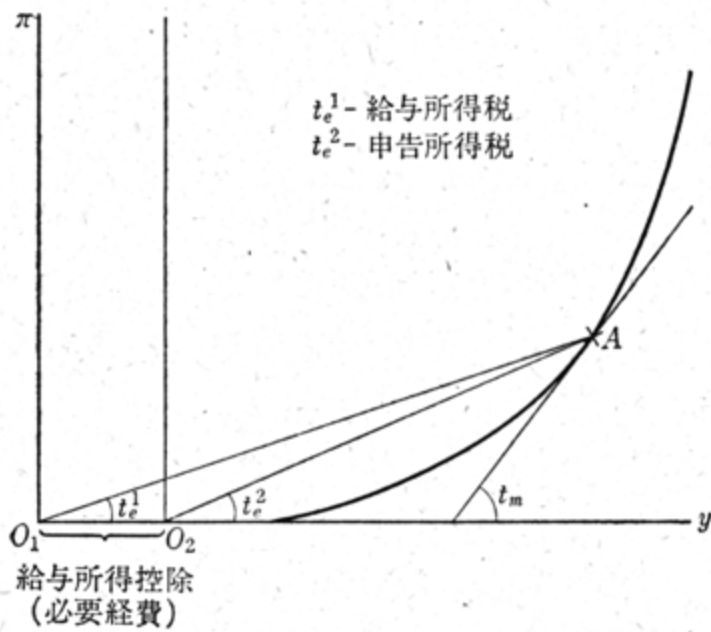
所得分布その他の要因の変化を反映したものであろう。これら β の値は後述の理由で申告所得税の方でより低い、 $\beta > 1$ の範囲で概ね予想しえたものである。

この例外的な2ヵ年の近似した値を除くと、各年の β の値はかなりの変動を示す。殊に1951年以後給与所得税の方でより変動の幅が大きく、1957年の2.09から1962年の1.71までほぼ20%の減少である。最低の値を示した1962年以降、傾向的に上昇を示しているが1950年代後半の水準にまでは回復していない。一方、申告所得税の方は長期的にはやや異なった変動の傾向になっている。つまり1947—50年を除いて考えると1950年代から60年代はじめにかけて β の値は停滞し、その後一旦低下し急速に上昇傾向をみせている。給与所得税の場合と若干異なる点は、最近数年間の減少の動きである。しかし申告所得税の β の変動の方がより安定的であり、しかも全体として

レベルが低い。これをどう解釈すべきか。よく言及される課税所得の捕捉率の低さが影響しているのか、あるいは申告という納税制度を反映しているのかよく分らない。

ただ第1図の(a)と(b)の β のレベルの差を説明しうる有力な要因がある。それは給与所得税と申告所得税の課税所得の概念規定、つまりその範囲の相違である。実際の計測に用いた Y は給与所得税の場合、税法のうえで必要経費とみなしうる給与所得控除を差引く前の段階のいわゆる「収入」といわれるものである。これに対して申告所得税の Y は、すべての必要経費を除いたあとのものである。両者には概念的に差異がある。したがって給与所得税の Y の方が課税標準としてみたとき、若干その範囲が広いことになる。これは2つの所得税の所得弾力性のレベルに次のごとき影響をもつと考えられる。

第2図 平均税率の相違



第2図をみてみよう。横軸に1人当り課税所得 y 、縦軸に1人当り税額 π をとってある。給与所得税と申告所得税とが同一の累進度をもっているとし、図のごとき租税関数が描かれたとしよう。この2つの所得税の課税所得は給与所得税の場合 O_1 から横軸に計られ、申告所得税のそれは O_2 からスタートするとしてある。この場合 O_1O_2 は給与所得控除の大きさを表わす。いま租税関数上の任意の1点 A から O_1A, O_2A を引くと各々の勾配 t_e^1, t_e^2 は、給与所得税および申告所得税の平均実効税率を示すことになる。明らかに $t_e^1 < t_e^2$ であ

る。一方 A 点での限界税率 t_m は、2つの所得税にとって同じである。かくして平均税率の相違が、給与所得税と申告所得税の累進度あるいは所得弾力性である β_1, β_2 の大小に影響を与える。定義により

$$\beta_1 = \frac{t_m}{t_e^1} \quad (\text{給与所得税})$$

$$\beta_2 = \frac{t_m}{t_e^2} \quad (\text{申告所得税})$$

$t_e^1 < t_e^2$ から、 $\beta_1 > \beta_2$ となる。

この課税所得の概念の相違は、あるていど第1図の(a)(b)に現われる β のレベルの高低を説明しうると思われる。それ故、この概念上の差異をなくすために給与所得税の Y から給与所得控除を除去することが望ましい。しかしながら所得階層別に年々の給与所得控除を推計することは非常に困難で、かえってデータのうえで不正確な Y にする危険がある。やむをえず計測結果において、第2図のごとき解釈を加えることにした。

β の値の大小を所得税構造の安定効果とみるかぎり、戦後全体としてその機能の変化を認めることができる。申告所得税について2つの時期に分けられる。1つは1951—62年の β の値があまり変化しなかった時期であり²⁰⁾、もう1つはそれ以後1972年までのかなり変化のあった時期である。この中でとくに、1963—68年の β の高水準が目につく。それ以後の β の急速な低下もまた印象的である。この1963—68年の時期に関しては、給与所得税でもほぼ同じことがいえる。したがってこの時期に所得税のスタビライザー機能の効果が高まったと考えることができる。ただ給与所得税の場合、1954—58年にも β の値の高い時期がある。かすかなていどではあるが、この現象は申告所得税にも該当している。この時期に発揮された所得税構造の安定効果にも、再び注目すべき必

20) かりに若干データの性質を異にするが、1947—50年の4ヵ年分の申告所得税の β の値の変化も興味ぶかい。とくに1949, 50年の異常に高い β の値は、ドッジ・ラインによる減税措置のほとんど実施されなかった時期である。所得税の累進制が非常にシャープであり、当時のインフレによる名目所得の膨脹とともに過酷な重税になった事実とも関連しよう。

要があろう。と同時に1961—62年頃のその安定効果の低下が顕著である。

このような β の値の変化は、税制改正の動向と関係をもたないのであろうか。第4表で1951年度以降の累進税率の変更による所得税の増減額とその年度を整理しておいた。累進税率の変更のなかった年度は7ヵ年であり、その他の年度には主として減税が実施されてきた。減税ないし増減税のなかった年度は、1950年代前半と1960年前後に集中している。この累進税率の変更は、第1図にみられるこの期間の β の低下と合致している。一方1967, 68両年度の増税措置は、わずかな規模であるが累進度を強化し高い β の値を発生させたと考えられる。しかしこれらの制度的な変更と β の値の変化は、必ずしもすべてに一致した対応関係を示していない。たとえば1957年に給与所得税の β の値はピークに達しているが、このとき第4表で示されるように累進税率による減税額は最大の規模となっている。この不一致の原因の1つに控除水準変更の影響も考えられるが、やはり β に税制改正以外の要因も含まれていることが関連していると思われる。

第4表 累進税率の変更による増減税

	年度と増減税額(10億円)		
減 税	1951(14.7),	1952(21.0),	1953(9.2)
	1955(13.2),	1957(85.4),	1959(12.3)
	1961(23.4),	1962(23.2),	1966(53.3)
	1969(40.5),	1970(131.0),	1971(107.0)
	1972(27.6)		
増減税なし	1954,	1956,	1958, 1960, 1963, 1964, 1965
増 税	1967(10.6), 1968(10.5)		

(資料) 第1表と同じ。

(注) 増減税は平年度の値である。

つぎに第2, 3表に戻って、簡単に切片の変化を検討してみよう。1951年以後をとってみると、2つの所得税のケースで切片の値は、長期的に着実な低下傾向を示している。これは何を意味しているであろうか。切片の変化は(1)の租税関数のシフトを表わす。つまり所得以外のファクターが、税額に影響するケースである。この中には納税者の租税回避(tax avoidance)などのピヘンピアなども含めて考えられる²¹⁾。切片の減少、つまり租

税関数の下方へのシフトは納税者の租税回避(必要経費の増額の工夫など)の努力が高まり、納税額が相対的に減少することを意味している。第2, 3表で指摘されるシフト項の低下は、戦後のわが国所得税制度にこのような傾向がまさに次第に強まっていることを示唆することになる。

4 所得階層別の所得弾力性および累進度

これまでの計測結果のうち、最も重要なのは β の値の大小であった。クロス・セクション・データを用いて(1)'で計測したこの β の値は、所得階層全体の平均値である。したがってすべての所得階層が同じ β のレベルにあるわけではない。そこでどの所得階層がより高い β をもち、またどの所得階層がより低い β をもつかを検討する必要がある。いま便宜上1970年をとり上げて、申告所得税と給与所得税とに分けて所得階層別に各々の β の値を計算してみることにする。この結果、さきに得た2つの所得税での β の値のレベルの差について一層の情報を入手できるかもしれない。

定義により β は、所得税の累進度を表わす1つの尺度である。この尺度のほかに、スリター(R. E. Slitor)の主張しているもう1つの累進度の指標も合わせ検討してみる²²⁾。スリターの累進度を δ としよう。平均税率および限界税率を各々 t_e, t_m とすると、各所得階層で

$$\delta = \frac{t_m - t_e}{\bar{Y}}$$

を計算することになる。 t_m と t_e の差が拡大するほど、所得税の累進度は高くなることを意味する。 \bar{Y} はその所得階層の平均所得で、適当な単位を与えてやれば δ の値を決定できる。この δ を各所得階層間で比較すると、その所得水準における累進度のていどを測定することができる。 $\beta = \frac{t_m}{t_e}$ であるから δ と密接な関係をもつことは説明するまでもない。以下、所得階層ごとにこの δ と β と

21) この点の指摘について[19], p. 243を参照のこと。

22) [18], p. 310, 選択的な累進度を整理したものとして[12]参照のこと。

を計算してみよう。

所得階層別にデータを整理してみると、最低階層から4~5の低所得層のグループは、きわめて不安定な平均税率および限界税率をもつことに気がつく。これはなにも1970年のみにかぎったことではない。申告所得税については資産所得の合算課税²³⁾、給与所得税については独身の納税者の存在が大きな影響を与えているように思われる。低所得層に所属する納税者は決して租税能力が低くなく、事実かなり多額の税額を支払っている階層もある。そこでこの不安定なばらつきを補整する意味で、70万円以下の所得階層の Y と T を納税者数をウェイトに加重平均して、しかる後に平均税率および限界税率を計算することにした。申告所得税で4階層、給与所得税で5階層がこの70万円以下のグループに一括してまとめられることになった。

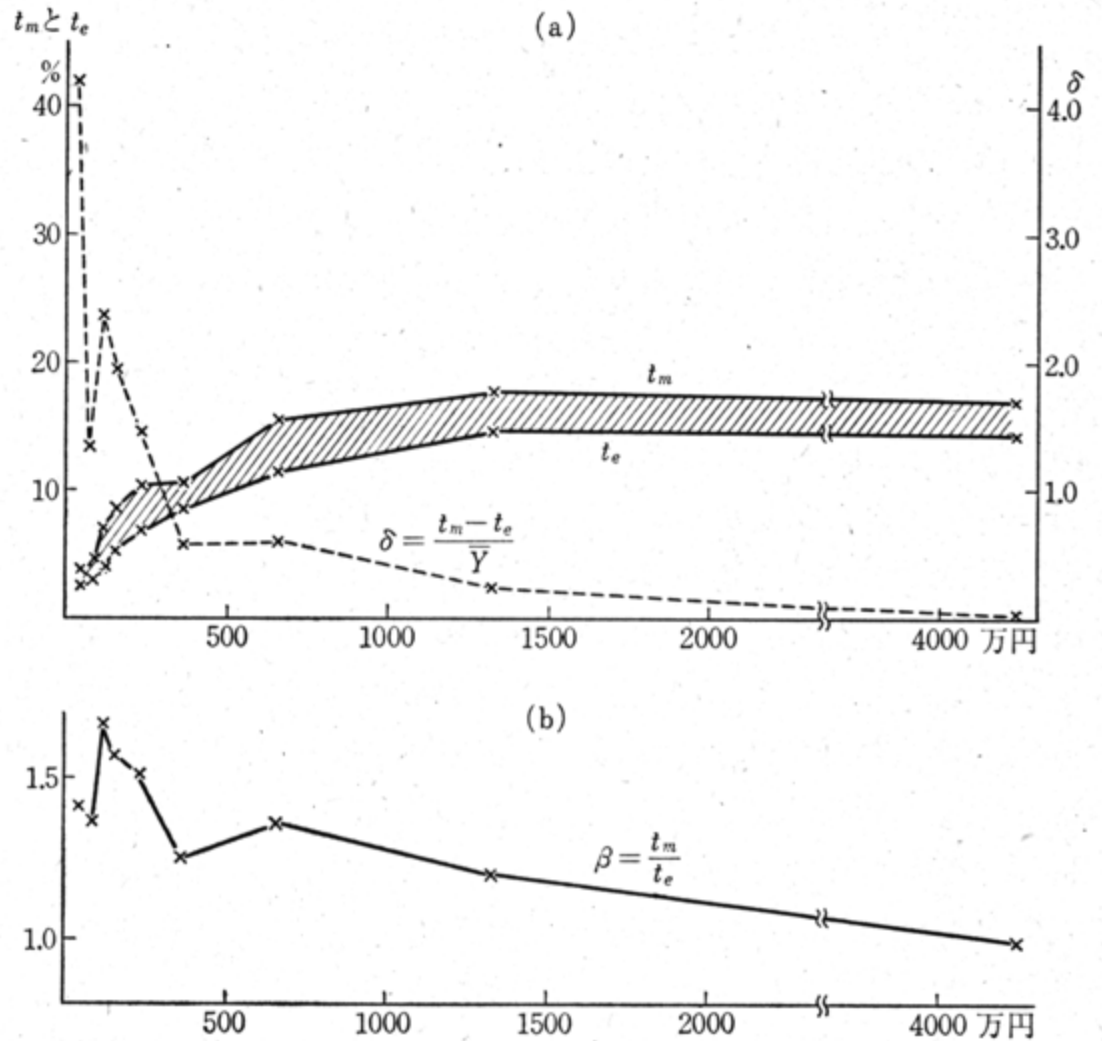
各所得階層の δ と β とは、第3,4図で示されている。斜線部分は $t_m - t_e$ を表わし、この幅が広いほど累進度が大きくなる。両図を観察することによっていくつかの興味ある事実を指摘できる²⁴⁾。

(1) 申告所得税の t_m と t_e は、ともに所得水準が高くなっても上昇傾向を示さない。1,350万円以上から早くも停滞状況になり、最高所得層の平均所得4,290万円にかけてかえって低下傾

23) 資産所得の合算課税とは、生計を一にする親族が資産所得(配当および不動産所得)をもつとき適用される。資産所得以外の所得がもっとも多い人の所得とその他の世帯員の資産所得との合算額が、500万円(1972年税制)を超える場合、その合算後の総額に対する税額を各人の所得に応じてあん分しそれを各人の税額とする。したがってこの特別な制度の適用をうける者は、低所得層に現われることになる。

24) 他の年次、たとえば1959年についても同じような計算を試みた。第3,4図と類似した図が描けるが、横軸にとった所得水準の名目額に1970年とくらべると大きな差異があるので、両者を単純に比較することはできない。

第3図 申告所得税：1970年



向を示す。 t_m と t_e の両者の幅も所得水準の増加に対応して拡大しない。

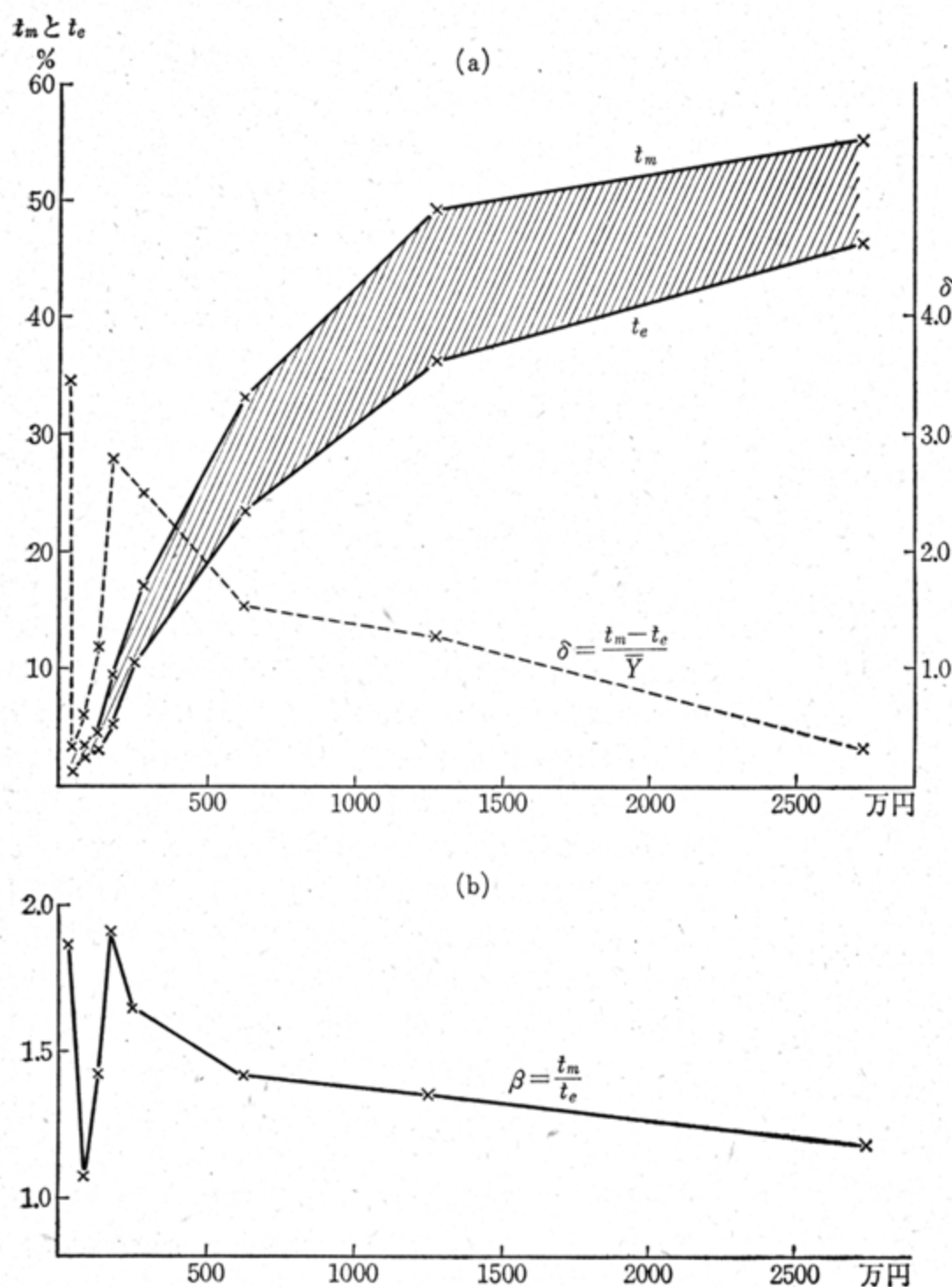
(2) その結果、申告所得税では δ と β とは高所得層にいくほど低下し、本来あるべき累進度を示していない。400万円以下の中低所得層の累進度の方がより高いという予想外の現象を生んでいる。

(3) 給与所得税に目を転じると、申告所得税と異なって一応 t_m と t_e は上昇傾向を描いている。 t_m と t_e の幅もより大きい。しかしやはり1,300万円ていどの水準でその上昇傾向は鈍化し、 t_m と t_e の両者のひらきも縮小の動きをみせている。

(4) 給与所得税の場合もやはり δ と β は、所得水準の増加とともに低下する。しかしそれらのレベルは申告所得税の場合より高く、第1図で示した所得階層全体の β の平均値の推移と合致する。

所得階層別の δ と β とを計算するにあたって、

第4図 給与所得税：1970年



β の値の低水準とより鋭い低下傾向が印象的である。とくに 2,000 万円超の所得階層(平均所得 4,290 万円)での β は 1 を若干わっている。このようなやや期待に反する高所得層の低累進度という現象を発生させた最大の原因は、高所得者に特に有利な租税の優遇措置にある²⁶⁾。利子・配当所得ならびにキャピタル・ゲインなどの課税の特別措置は、高所得層においてのみ活用できるものである。

以上の所得階層別の δ, β の計測は、租税負担の公正の面から決して望ましいものではない。またこの高所得層ほど β の値が低下するという事は、明らかに租税構造の安定効果を十分に発揮させない要因となる。高所得者ほどより累進的に租税を負担する税制にしないかぎり、 β の値を全体としてこれ以上の引上げることは困難となる。と同時に累進税率の本来もつ安定効果を大きく阻害することになる。

5 むすび

最後に簡単にこれまでの分析結果をまとめておく。主要なファクト・ファインディングスは、次の 4 点である。

- (1) 租税構造の安定効果ならびに累進度を表わす β の値は、年々かなり変化を示す。この変化はあるていど税制改正の動向で説明できる。1954—58 年、1963—68 年の両時期の β の値の高水準によって、所得税のスタビライザー機能の強化を認めることができる。
- (2) 1959—60 年の β の値は比較的安定している。これは両年次の「固定した税制」を反映している。

すでに述べたように下位グループをいくつかまとめる作業をした。しかしそれでもやはり第 3, 4 図で見られるように、150 万円以下の所得階層では不安定な変動を示す。この点は低所得層の特殊事情ということで、あまり気にすることはあるまい。むしろ第 3, 4 図では、2,000 万円以上の所得水準で累進度が低下するという現象をより強調すべきである²⁵⁾。全体として申告所得税の高所得層での

25) スリターは 1946 年、マスグレイヴは 1956 年のアメリカの所得税制度を対象に計測し、同じような分析結果をえている。参照、[18][13]。

26) マスグレイヴもこの点を強調している。参照 [13], p, 2223.

(3) 租税関数のシフト項の低下により、長期的に租税回避の増加傾向を指摘できる。

(4) 所得階層別にみた β およびスリターの累進度 δ は、高所得層ほど低下する。最も大きな要因は高所得者に有利な租税特別措置の存在である。租税負担の公正の見地はもとより、租税構造の安定効果にとって決して望ましいものでない。

(一橋大学経済学部)

(補論 データについて)

計測に利用した基礎データについて、若干注意すべきことがあるので最後に簡単にまとめておく。

(1) 基礎資料

申告所得税、給与所得税ともに国税庁長官官房総務課の集計している「申告所得税標本調査結果報告」および「民間給与実態調査結果表」を利用した。前者については1951年から調査がおこなわれ1962年まで『国税庁統計年報書』に発表されている。それ以降、若干の解説と分析を加えて毎年『申告所得税の実態』として公表されている。したがって1951—72年の22年間についてほぼ同じ様式でデータの集計が可能である。またこれ以前の1947—50年の4ヵ年については、同種のデータが大蔵省主税局の試算として『租税統計資料集(1950年)』から入手可能である。しかし1951年以降のデータとの間に若干の不一致がみられる。

他方、後者の「民間給与実態調査結果表」の方は、1949年から調査がはじめられており第2回目から国税庁の所管になっている。しかしその調査結果は『民間給与の実態』として1963年以後公表されているにすぎない。1963—64年の2ヵ年については『国税庁統計年報書』にも記載されているが、1962年以前のデータについては国税庁の保存する調査結果表を直接に参照するほかはない。ここでは1950年以後の調査結果表が利用可能であるが、第1回目の調査のおこなわれた1950年については所得階層別の Y と N のみのデータしかなく T のそれは記載されていない。かくしてほぼ一致した系列として1951—72年の間が集計可能である。

(2) 申告所得税標本調査結果報告

この報告は標本調査であるが、納税者数よって全体にふくらませた総額表示の推定値を使用した。税額は申告所得税であるが源泉徴収分も含んでいる。これを除去した申告納税分を T とした。この点にも、申告所得税の β の値がより小さい原因があろう。また所得 Y は所得控除前のものであるが、必要経費をす

に差引いてある。1956—62年についてのみこの所得は、「主たる所得」と「従たる所得」に分けて掲載されている。これは同一の納税者の所得をその主たる職種とそうでないものによって別掲したもので、 Y を得るとき両者を合計する必要がある。但し納税者については、両者のカテゴリーを合計すると重複するので「主たる所得」の人員のみをとらえて N とする必要がある。この操作によってこの期間の Y と N とは、他の期間のそれと概念上一致する。

(3) 民間給与実態調査結果表

この報告も標本調査であるが、(2)のケース同様標本を拡大した総額表示を用いた。注意すべきことは所得の内容である。全期間について「給与」として記載された給料・手当と賞与の合計を Y とした。しかし各年次について「給与」となっているものの内容が異なるので注意を要する。1964年以降は上記の2つのカテゴリーを合計したものであるが、1955—63年は「給与」の中にすでに賞与も含まれている。1953—54年の2ヵ年については、「給与」が定期と臨時に分れているがこれも上記2つのカテゴリーに対応する。また1951—52年は、給与総額となっているがここにはすでに賞与が含まれているものと判断される。計測期間中のすべての Y は、給与所得控除前のものである。1955年以降、「1年以上勤続者」と「1年未満勤続者」に分けて記載されているが、前者のみを実際の計測にあたって使用した。1954年以前についてはこの区分はないが、「1年以上勤続者」のみを調査の対象にしていることを国税庁で確認した。したがってこの点に関しては、全期間について一貫したデータの範囲になっている。

(付記) 国税庁長官官房総務課の方々、とくに古好氏にはデータの収集ならびにその内容の説明について多大のご援助をいただいた。この紙面で厚くお礼を申しのべたい。

参 考 文 献

- [1] R. F. Bretherton, "The Sensitivity of Taxes to Fluctuations of Trade," *Econometrica*, vol. 6, 1937.
- [2] E. C. Brown and J. Kruizenga, "Income Sensitivity of a Simple Income Tax," *Review of Economics and Statistics*, August 1959.
- [3] Leo Cohen, "An Empirical Measurement of the Built-in Flexibility of the Individual Income Tax," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, May 1959.
- [4] —, "A More Recent Measurement of the Built-in Flexibility of the Individual Income Tax," *National Tax Journal*, June 1960.
- [5] V. Edelberg, "Flexibility of the Yield of

Taxation—Econometric Investigation,” *Journal of the Royal Statistical Society*, 1940.

[6] P. Eilbott, “The Effectiveness of Automatic Stabilizers,” *American Economic Review*, June 1966.

[7] B. Hansen, *Fiscal Policy in Seven Countries, 1955-65* (OECD, 1969).

[8] H. Ishi, “The Income Elasticity of the Tax Yield in Japan,” *Hitotsubashi Journal of Economics*, June 1968.

[9] W. Lewis, Jr., *Federal Fiscal Policy in the Postwar Recessions* (Washington, D. C., The Brookings Institution, 1962),

[10] J. A. Maxwell, *Fiscal Policy* (New York, H. Holt, 1954).

[11] R. A. Musgrave and M. M. Miller, “Built-in Flexibility,” *American Economic Review*, March 1948.

[12] — and T. Thin, “Income Tax Progression, 1929-48,” *Journal of Political Economy*, December 1948.

[13] —, “How Progressive is the Income Tax?,” *WMC, HR, Tax Revis. Comp.*, 1959.

[14] P. H. Pearse, “Automatic Stabilization and the British Taxes on Income,” *Review of Economic Studies*, February 1962.

[15] J. A. Pechman, “Yield of the Individual Income Tax during a Recession,” NBER, *Policies to Combat Depression*. (Princeton; Princeton Univ. Press, 1956)

[16] —, discussion to Cohen’s paper, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, May 1959.

[17] A. R. Prest, “The Sensitivity of the Yield of Personal Income Tax in the United Kingdom,” *Economic Journal*, September 1962.

[18] R. E. Slitor, “The Measurement of Progressivity and Built-in Flexibility,” *Quarterly Journal of Economics*, February 1948.

[19] M. Snowbarger and J. Kirk, “A Cross-Sectional Model of Built-in Flexibility, 1954-1969,” *National Tax Journal*, June 1973.

[20] 石弘光「租税弾力性の一計測」、『一橋論双』1964年11月。

[21] —, 「ルールか裁量政策か」同上, 1974年4月。

農業経済研究

第46巻 第3号

発売中

《論文》

御園喜博：青果物における市場体系と市場再編をめぐる課題
——大都市近接地域における実証的分析を中心として——

崎浦誠治：水稻改良品種の普及に影響する諸要因

甲斐論：肉用子牛生産経営多頭化の問題点と展開の条件

《研究ノート》

小栗克之：地代算定方式について

長嶋俊介：古典的経済主体の一理念型

——「離島」における「古典的主体」の検討——

B5判・50頁・500円

日本農業経済学会編集発行／岩波書店発売