



# HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	日本における農業課税の政策効果
Author(s)	黒柳, 俊雄; KUROYANAGI, Toshio
Citation	北海道大学農経論叢, 32, 40-62
Issue Date	1976-03
Doc URL	<a href="https://hdl.handle.net/2115/10908">https://hdl.handle.net/2115/10908</a>
Type	departmental bulletin paper
File Information	32_p40-62.pdf



# 日本における農業課税の政策効果\*

黒 柳 俊 雄

## 目 次

I 問題提起	20
II 分析方法	27
III 分析結果	31
1 農業課税の成長阻害効果と関連分析	
2 農・非農家に関する課税の安定効果	
3 農・非農家に関する課税の所得再分配効果	
IV 結	42

## I 問題提起

第2次世界大戦終了以前はもちろん、戦後も高度経済成長に入るまでの日本農業の課税は、日本経済発展の源泉として、非農業、特に重化学工業等への資源の傾斜配分に多大の寄与をすると同時に、みずからは、純課税分だけ自己可能成長率を下まわる現実成長率しか実現できなかつた<sup>1)</sup>。

\* 本稿は、昭和48、49年度日本財政学会、昭和50年度日本農業経済学会において報告したものを加筆、まとめたものである。日本財政学会で貴重なコメントを頂いた中央大学一河秀洋教授、駒沢大学佐藤俊明教授、明星大学石野典教授、日本農業経済学会での東京大学山田三郎助教授、東京大学原洋之介氏に深甚なる謝意を表す。

さらに、地方財政との関連でシミュレーション分析を現在日本証券奨学財団からの助成金によって進めている。

- 1) いま、ハロッド式における現実成長率 $G$ 、限界資本係数 $c$ 、貯蓄率 $s$ との関係を非農業部門(サフィックス1)、農業部門(サフィックス2)にわけ、農業部門から非農業部門への Tax-Bounty System を部門間で租税=財政支出と仮定し、各部門別所得 $Y_1, Y_2$  に対する比率を $\alpha, \beta$  とすれば、

$$G_1 c_1 = s_1 + \alpha \dots \dots \dots (1)$$

$$G_2 c_2 = s_2 + \beta \dots \dots \dots (2)$$

$$\alpha = \frac{R}{Y_1} \dots \dots \dots (3)$$

また租税構造が不況時に農家において逆進的であったため、農家は消費水準を犠牲にして、むしろキンドルバーガーの云うように「金納の形で重い租税が課せられたために、それを支払うには、日本の農民は、生産性の向上を図らなければならなかった<sup>3)</sup>」。速水氏によれば、1880年～1940年にわたる農業の労働平均生産性は、アメリカが年率1.3%、日本が2%の増加率を示したのである<sup>4)</sup>。

また景気変動の不況局面での逆進的租税構造は特に Subsistence level 線上の農家経済を大きく圧迫したものと云えよう。

$$\beta = \frac{R}{Y_2} \dots\dots\dots(4)$$

ここで総生産所得中の農業所得比率を  $\omega$  とすれば、(3)と(4)から、

$$\alpha(1-\omega) = \beta\omega \dots\dots\dots(5)$$

(1), (2), (5)から、

$$(G_1c_1 - s_1)(1-\omega) = -(G_2c_2 - s_2)\omega \dots\dots\dots(6)$$

(6)の両辺を  $c_2$  で除し、整理すると、

$$\frac{s_2}{c_2} - G_2 = \frac{G_1c_1 - s_1}{c_2} \cdot \frac{1-\omega}{\omega} \dots\dots\dots(7)$$

$$= \frac{\alpha}{c_2} \cdot \frac{1-\omega}{\omega}$$

$$= \frac{1}{c_2} \cdot \frac{R}{Y_1} \cdot \frac{Y_1}{Y_2}$$

ここで、大川一司氏にしたがい、 $\frac{s_2}{c_2}$  を自己可能成長率  $\bar{G}_2$  とすれば、

$$\therefore \bar{G}_2 - G_2 = \frac{1}{c_2} \cdot \frac{R}{Y_2} \dots\dots\dots(8)$$

となり、純課税  $R$  が大なることにより、他の条件にして等しければ、それだけ自己可能成長率を大巾に下まわる現実成長率しか実現できないことになる。

2) 帝国農会の収入階層別データを用いて租税の所得弾力性を計測したところ

① 田畑農家の租税公課と農家所得 (1928年)  
 $\ln T_A = -0.184 + 0.927 \ln Y_A \quad \bar{R} = 0.942$   
 (0.194)

② 物品販売業者のばあい (1931年)  
 $\ln T_{N1} = -2.917 + 1.160 \ln Y_{N1} \quad R^2 = 0.998$   
 (0.024)

③ 製造業者のばあい (1931年)  
 $\ln T_{N2} = -2.750 + 1.144 \ln Y_{N2} \quad R^2 = 0.987$   
 (0.053)

以上のように農家は弾力性が1以下で逆進課税、物品販売業者、製造業者は弾力性が1或いは1以上と比例課税ないし累進課税である。

3) Kindleberger, C. P., Economic Development, 2nd edition, 1965. Mc Graaw-Hill Book Company, Inc., New York. 坂本二郎, 加野英資, 菅宣雄訳「経済発展論」277頁。

4) 速水佑次郎「日本農業の成長過程」昭和48年7月創文社, 12頁。

したがって、日本農業発展の局面を大川一司氏にしたがい、明治以降現在までを3つの局面に分けると、この第2局面すなわち、1919~1954年において、産出の増加が相対的に小さくとも農業投入の年平均増加率が高くなったのは、それ以前より、租税負担が軽減され、世界不況期によりややく財政支出も増加したりして、その後は転移効果 Displacement effect<sup>7)</sup> が働き、農業に対する望ましい財政支出と非農業の農業に対して受容し得る財政負担とのギャップが大きくなって行ったものと考えられる。

5) 日本農業発展の3局面

期	間	産出指数	投入指数	生産性 指数	付加価値系列	
					(1)	(2)
第1局面	1877 — 85	2.18	0.03	2.03	2.43	2.36
	1885 — 94	1.67	0.05	1.50	1.57	1.49
	1894 — 1905	1.85	0.19	1.43	1.45	1.73
	1905 — 19	2.24	0.74	1.48	1.73	1.78
第2局面	1919 — 31	0.95	0.45	0.50	0.63	0.52
	1931 — 38	0.95	0.47	0.56	0.61	0.63
	1938 — 54	0.54	0.81	-0.32	-0.07	-0.45
第3局面	1954 — 61	4.26	2.13	2.51	2.13	2.46

注：大川一司「農業発展の局面と経済成長」（川野重任，加藤讓『日本農業と経済成長』東京大学出版会1970年7月，7頁），付加価値系列(1)は1934—36年直接評価，(2)はデフレート系列。

6) 第1~第2局面における対所得負担率と比較生産性

	間	農業直接税 %	非農業直接税 %	有業人口1人 当り実質所得
	1885 — 94	14.3(36.9)	1.3(100.0)	71
	1894 — 1905	10.5(40.7)	1.7(100.0)	105
	1905 — 19	9.9(42.1)	3.6(100.0)	128
第2局面	1919 — 31	8.5(33.7)	3.5(100.0)	169
	1931 — 1937	7.2(25.1)	2.9(100.0)	188

注：恒松制治「農業と財政の作用」，東畑精一，大川一司『日本の経済と農業』上，1956年8月，岩波書店，360~385頁，大川一司編「日本の経済の成長率」1956年2月岩波書店より再集計，組替計算。（ ）内は非農業に対する農業の比較生産性。

- 7) ここでは、F. L. Pryor と S. P. Gupta の Displacement effect を農業に適用した結果にもとづく。Peacock, Wiseman が Displacement effect と呼んでいるのは、平時において“望ましい財政支出”水準が高くなって、それに対して“容認しうる租税負担”水準はひきあげられない、しかし、戦争その他の社会的動乱により、“容認しうる租税負担”水準が高くなると、財政収入の増加により、それまで実行できなかった“望ましい財政支出”が可能になる。その結果、国民総生産に対する財政支出の比率が上昇するだろうと考えたものである。そこで、まず、この Peacock, Wiseman の考え方を農業に適用してみた。すなわち、「通常の状態では、農業保護の“望ましい財政支

出“水準が要求されても、そのための”容認しうる国民負担”水準とは大きなギャップがある。そのために農業に対して“望ましい財政支出”水準が確保されない。しかし国民経済への農業問題の影響が深刻になると、農業への“容認しうる国民負担”水準が高くなり、それまで実行不能であった農業への“望ましい財政支出”水準を実現できるようになる。Peacock, Wisemanの「社会的動乱」を「国民経済への農業問題の著しい影響」、具体的には農業恐慌、農産物の供給不足等と解した。

次に Peacock, Wiseman は、この Displacement effect を計測していない。しかし Gupta は G の大きさの不連続的ジャンプと  $\ln G = A + B \ln Y$  による B の大きさ、すなわち 1 人当国民生産の 1 人当財政支出弾力性に対し、“社会的動乱”の与える効果をイギリス、ドイツ、アメリカ、カナダ、スウェーデンについて計測した。すなわち弾力性の低下は、不況からの景気回復が失業保険その他財政支出の必要性が低下し、“容認しうる租税負担”とのギャップが小さくなること、一方、第 2 次大戦中、“容認しうる租税負担”の上昇はなく、大戦後は福祉政策による“望ましい財政支出”水準が上昇し、ギャップが大きくなり、財政支出の所得弾力性も大きいことがのべられる。しかし、本稿では、 $G_A$  を一般会計農林才出とし、 $y$  を 1 人当国民所得として、以下 (1)、(2) のモデルを検討した。そこでの仮説は、① 第 1 次大戦後、昭和 不況期にかけて、“容認しうる租税負担”は低下しているが、現実には、農業恐慌に直面した農業への救済支出という“望ましい財政支出”が増大しているため、財政支出に対する国民所得水準の弾力性が上昇したこと、② 次の高度成長期には、たしかに格差是正への要求は増大したが“容認しうる租税負担”が大きかったため、弾力性は低下したことである。(1)、(2) のモデルの前提は、①  $G_A$  ないし、 $G_A/Y_T$  は ( $Y_T$  は国民所得)、 $y$  の関数である、②  $G_A$  ないし  $G_A/Y_T$  と  $y$  の間には、タイムラグがあるということである。

すなわち、

$$\ln G_{At} = \ln a + b \ln \frac{1}{3} \sum_{i=t-3}^{t-1} y_i \dots\dots\dots(1)$$

(1) のモデルでは、過去 3 年平均の国民所得水準が農業に対する財政支出をよく説明していることを示す。

計測結果は、

	b	$\sigma$	$\bar{R}^2$
1889 — 1919	2,460	0,225	0,798
1919 — 1937	3,292	0,223	0,923
1959 — 1970	1,247	0,084	0,952

また、国民所得水準の上昇に伴い、国民所得が農業財政支出に向ける比率といかなる関係の変化を示すか、検討すると、

$$\ln (G_A/Y_T)_t = \ln a + b \ln y_{t-1} \dots\dots\dots(2)$$

(2) のようなモデルでは、

	b	$\sigma$	$\bar{R}^2$
1887 — 1919	0,665	0,186	0,269
1919 — 1937	1,823	0,205	0,813
1957 — 1970	0,352	0,044	0,827

という結果が得られ、(1)、(2)いずれの計測結果からも、第 1 局面にくらべ第 2 局面の相対的に大きな弾力性の有意で、大きな説明力のあることと共に、第 3 局面の高度成長期の弾力性の小なることが検証された。

(3)のモデルは、F. L. Pryor によるモデルで、 $x_1$  と  $x_2$  はダミー、ここでは、 $x_1$  について 1919—1937 を 1、 $x_2$  では 1956—70 を 1 とする。すなわち、

$$\ln GA = \ln a + b \ln y + cx_1 + dx_2 \dots \dots \dots (3)$$

による計測結果は、

	係 数	$\sigma$	$\bar{R}^2$
b	1,753	0,153	0,957
c	0,530	0,165	
d	0,871	0,323	

となり、GA の上方シフトが認められる。

なお、全経済、第 1 次、非 1 次に分けた各所得に対する一般会計才出の比率は、次表のとおりである。

所得に対する財政支出の比率（国費）

		全 経 済	第 1 次	非 1 次
第 1 局 面	1883 (明治16)	14.7%	0.27	34.41
	1888 ( 21)	12.2	0.38	21.50
	1893 ( 26)	9.1	0.16	18.79
	1898 ( 31)	12.3	0.14	29.46
	1903 ( 36)	11.2	0.40	21.49
	1908 ( 41)	20.7	0.57	37.63
	1913 (大正 2)	13.8	0.47	24.08
	1918 ( 7)	11.3	0.37	17.59
	1919 ( 8)	8.8	0.29	14.31
第 2 局 面	1923 ( 12)	13.1	1.00	17.88
	1925 ( 14)	11.7	1.17	16.25
	1928 (昭和 3)	13.9	1.69	17.93
	1931 ( 6)	14.2	2.93	16.72
	1933 ( 8)	17.6	4.49	21.08
	1938 ( 13)	14.4	3.20	16.93
第 3 局 面	1956 ( 31)	15.1	5.75	17.30
	1960 ( 35)	14.8	8.50	15.84
	1964 ( 39)	14.8	13.01	14.97
	1968 ( 43)	14.1	16.66	13.86
	1970 ( 45)	14.3	23.45	13.58

大川一司「日本経済の成長率」；「帝國統計年鑑」，「農林省統計」より算出

日本における農業課税の政策効果

第2次大戦終了直後は、農業が経済復興の源泉として、農業の不安定且つ低位な交易条件<sup>8)</sup>、所得水準<sup>9)</sup>、蓄積条件<sup>10)</sup>にとどめられるも、戦後、日本の経済成長の基礎作りが可能になったと云えよう。

しかし、農業課税の政策効果は、日本農業発展の第1局面1877～1918年においては、農業投入の増加を全くなし得ないようなものであった。それは注6の表で示したように、日本農業の1人当所得が非農業の30～40%の水準にすぎないのに、平均租税性向は非農業の2～3%に対し、農業のそれは10%

8) 農業の交易条件

	相対価格指数
1949 (昭 24)	100.0
1950 ( 25)	99.9
1951 ( 26)	95.3
1952 ( 27)	92.6
1953 ( 28)	108.8
1954 ( 29)	104.4
1955 ( 30)	109.0

農林省「日本の農業経済」  
東洋経済新報社、昭和32年  
10月、129頁より作成

9) 第2局面の農家負担の変遷

	1925 (大正14)	1931 (昭 6)	1937 (昭 12)	1943 (昭 18)	1947 (昭 22)	1950 (昭 25)	1953 (昭 28)
実質農家所得水準	203.7円 (100.0)	166.5 (72.2)	187.8 (81.4)	321.7 (139.5)	415.2 (180.0)	172.2 (74.6)	175.4 (76.0)
実質農家消費水準	160.7 (100.0)	168.0 (104.6)	141.6 (88.1)	198.8 (123.7)	338.8 (210.8)	139.0 (86.5)	164.6 (102.4)
小作料 / 農業経営費	17.2%	30.0	32.9	26.2	0.81	0.85	0.65
租税負担率	6.4	8.4	3.7	2.2	21.7	7.1	5.1
租税公課負担率	7.6	10.2	4.9	5.0	24.7	10.1	8.6
租税 / 農経余 + 租税	24.7	112.5	13.1	5.4	54.1	43.7	45.8
租公 / 農経余 + 租公	27.9	110.0	16.8	11.7	57.3	52.4	58.8

「農家経済調査報告」より算出。

10) 農家の貯蓄性向

	貯蓄性向
1934～36 (昭 9～11)	12.1
1950 (昭 25)	9.9
1951 ( 26)	11.5
1952 ( 27)	9.5
1953 ( 28)	8.1
1954 ( 29)	5.1
1955 ( 30)	11.3

農林省「日本の農業経済」  
東洋経済新報社、昭和32年  
10月、191頁より作成

以上であったことから明らかである。また第3局面では、経済発展が農業に対し、それまでの局面とは異なる機能、すなわち、安全な食糧の供給、環境保全等を付加することにより、その課税政策の効果にも変化があったと云えよう。

第3局面での農家の相対所得水準は、30%内外であるが、農業の平均租税性向は第2局面から引続き低下してきたばかりでなく、第3局面で4%ていどと、非農業の20%ていどにくらべ、著しく低下したのであって、その意味での農業における平均租税性向の転換点が第3局面にみられる。なお、現在における農家の平均租税性向ないし、税負担率を同じ第1次産業の漁家、都市勤労者世帯のそれらと比較すると、その所得水準、生活環境を考慮した生活水準に対し、若干農家の負担の方が上廻る様相を示している。<sup>11)</sup>

そこで、本稿では、日本農業発展の局面毎（第1局面1883~1919、第2局面1919~1938、第3局面1954~）に、農業課税の①成長阻害効果（成長の源泉としての資本蓄積阻害効果）、②安定効果、③所得再分配効果を対非農業へのかかる課税政策の効果との比較において計量的な考察を試みよう<sup>12)</sup>と意図するものである。しかし、資料の制約から、それは限られたものとならざるを得なかった。

11)

第3局面の部門別平均租税性向

	農 業	非農業	農家相対 所得水準
1961 (昭36)	4.2%	22.9%	30.5%
1963	3.9	21.8	29.2
1965	3.9	21.1	30.7
1967	4.0	20.4	34.5
1969 (昭44)	4.7	21.4	29.1

「財政統計」,「農業および農家の社会勘定」より  
算出、間接税含

12)

農家・漁家の負担率 (1971)

職業別勤労者世帯税負担率 (1971)

	農 家		職 業 別 勤 労 者 世 帯		
	農 家	漁 家	勤 務 者 世 帯	常 用 勤 務 者	職 員 世 帯
世帯員 1 人 当 所 得	321.7 千円	399.1	27,077円	27,181	36,228
” ” 家 計 費	(268) 百円	(332) 百円	20,426	20,491	26,084
兼 業 依 存 率	69.5%	69.3	6.13%	6.07	6.34
負 債 率	29.7	24.1	3.03	3.05	5.41
租 税 負 担 率	5.9	?	6.57	6.59	9.04
租 税 公 課 負 担 率	11.7	4.9			
租 税 公 課 / 経 余 + 租 公	43.3	11.6			

「家計調査年報」より算出。

「農家経済調査」「漁業経済調査」より算出

## II 分析方法

第1に、農業課税の成長阻害効果に関する分析は、日本農業発展の各局面において、増税ないし減税政策が農家貯蓄に対し、いかほどの資本蓄積阻害効果あるいは貯蓄形成効果を持ったかを検討しようとするものである。

ここでの資本蓄積阻害効果と云うのは、R. A. Musgrave<sup>13)</sup>の云うような、もし課税がなかったとしたばあいの成長の源泉 → 貯蓄と現実の貯蓄との差をもって論ずるのではなく、E. J. Mischan<sup>14)</sup>の方法すなわち、或る基準年に比較し、比較年での減税ないし増税政策がどれだけ個人所得を増加し、それが貯蓄の増減にいかほどの意味を持つものであったかを計測するものである。

具体的には、 $t$  を課税前の所得  $y$  に対する課税額とすれば、

$$t = \phi(y) \dots\dots\dots(1)$$

$n$  番目の所得階層  $p$  の課税前所得  $y$  は、

$$y = f(n) \dots\dots\dots(2)$$

(2)を(1)に代入して

$$t = \phi [f(n)] \dots\dots\dots(3)$$

基準年次の課税総額と所得総額を  $T_0$  ,  $Y_0$  とすれば、

$$T_0 = \int_0^N \phi[f(n)]dn \dots\dots\dots(4)$$

$$Y_0 = \int_0^N f(n)dn \dots\dots\dots(5)$$

貨幣所得が上昇するとき、期間成長率  $\lambda$  がすべての所得階層に関して同一と仮定すれば（大胆な仮定ではあるが）、所得分布は不変であるから、

$$t = \phi(\lambda y) \dots\dots\dots(6)$$

$$t = \phi[\lambda f(n)] \dots\dots\dots(7)$$

- 13) Musgrave, R. A., Effects of Tax Policy on Private Capital Formation, in Fiscal and Debt Management Policies, CMC report, 1963. p. 60.
- 14) Mischan, E. J. and Dicks-Mireaux, L. A., "Progressive Taxation in an Inflationary Economy, American Economic Review," Sept. 1958, pp. 590-606.
- 15) 島野卓爾「個人所得税の安定、分配、成長効果—アメリカ、イギリス、西ドイツについて—」, 藤野正三郎, 宇田川璋仁編『経済成長と財政金融政策』勁草書房, 昭和42年6月, 45~70頁。

そこで、現実に上昇後の税総額  $T\lambda$ 、所得総額  $Y\lambda$  は、

$$T\lambda = \int_0^N \phi[\lambda(n)]dn \dots\dots\dots(8)$$

$$Y\lambda = \int_0^N \lambda f(n)dn = \lambda Y_0 \dots\dots\dots(9)$$

租税関数(1)と(6)が指数関数で示されれば、

$$t = \beta y^\beta \dots\dots\dots(10)$$

$\beta$  は、租税の所得弾力性、 $B$  は定数である。(10)を(4)と(8)に関連させると、

$$T_0 = \int_0^N \beta [f(n)]^\beta dn \dots\dots\dots(11)$$

$$T\lambda = \int_0^N \beta \lambda^\beta [f(n)]^\beta dn \dots\dots\dots(12)$$

$$T\lambda = \lambda^\beta T_0 \dots\dots\dots(13)$$

となる。

そこで、まず  $\lambda$ 、 $\beta$  を求める。次に基準年次の全階層課税額のマクロ値  $T_0$  を(13)に入れて  $T\lambda$  を推計し、その推計値を  $\hat{T}_\lambda$  とする。その結果、 $\hat{T}_\lambda - T_\lambda$  は減税(または増税)による所得増(または所得減)であり、次に、 $\hat{T}_\lambda - T_\lambda$  に限界貯蓄性向  $\frac{\Delta S}{\Delta Y}$  を乗じて、減税(または増税)による貯蓄増(または貯蓄減)  $\Delta S_T$  を得る。それから比較年次の現実貯蓄総額(マクロ値)  $S$  を求め、その結果、 $\frac{\Delta S_T}{S}$  から減税(または増税)による貯蓄増(または貯蓄減)がどの程度の意味をもったかを検討する。但し、資料上の制約のため、農業、それも厳密には農家部門として、日本農業発展の第2局面、第3局面に限定せざるを得なかった。

第2は、農業の相対所得水準が変化したばあい、貯蓄を阻害する相対的税負担水準は、局面を異にして、いかなる影響を受けたか。特に、第1、第2局面では、相対所得水準の低下に対して、農業課税政策は弾力的に反応しなかったのではないかという仮説、第3局面は、所得均衡指向から、弾力的になったであろうという仮説を立て、その検証を試みた。第1、第2局面では W. W. Rostow の伝統的社会から脱して、飛躍準備段階、飛躍段階に相当しており、非農業の投資率増大の源泉は農業にあったからと考えたためである。それに反して、第3局面は、非農業と農業の不均等成長に対し、税制上の産業間所得再分配作用が機能し、農業における自立経営の育成など、いわゆる基本法農政の税制上の機能は、農業に対して積極的なものと考えたため

である。

そこでは、

$$\left(\frac{T_A}{N_A} / \frac{T_N}{N_N}\right)_i = f\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{t-n} \left(\frac{Y_A}{N_A} / \frac{Y_N}{N_N}\right)_i\right] \dots\dots\dots(14)$$

というモデルを仮定した。しかし、データ上上の関係もあり、本稿では第2局面と第3局面についてのみ計測結果を得た。

第3は、租税関数分析である。それでは、農業の成長の必要条件である資本の増大、また所得自体の増加が能力説、犠牲説いにもとづいてそれぞれ、どれほどの税負担の増大を招くか検討する。本来、租税関数は代表的な制度関数であって、税収に大きな影響を与える戦略的ファクターをとりあげ、制度を可能な限り反映するよう定式化すべきものである。しかし、ここでは、間接税の2部門分割によるタイムシリーズデータの得られないところから、直接税、間接税総合で、取り上げざるを得なかった。直接税は、その課税対象が主に所得、固定資産、間接税は消費→所得の関数であるところから、課税  $T_t$  は前期の所得  $Y_{t-1}$ 、当期の固定資本ストック  $K_t$  および制度のトレンド  $U$  の関数、すなわち、

$$T_t = f(Y_{t-1}, K_t, U) \dots\dots\dots(15)$$

というモデルを仮定し、そのモディフィケーションとして、

$$\left(\frac{T}{Y}\right)_t = f\left[\left(\frac{Y}{P}\right)_{t-1}, \left(\frac{K}{P}\right)_t\right] \dots\dots\dots(16)$$

も検討する。ただし  $\frac{T}{Y}$  は租税負担率、 $P$  は人口、そして  $T$  は国税と地方税の総額とする。

以上は、農家部門と非農家部門別に貯蓄阻害ないし貯蓄形成に関する課税効果ならびにその課税客体の課税への貢献度についての計測方法についてみたものである。

次は、同じく2部門分割による課税政策の安定効果の把握方法についてである。

ここで、安定政策の行動基準についてふれるなら、農、非農家部門共に、それらの所得の大きなブームの時に政府支出は相対的に小さく、税収の大きいことが望ましく、逆に所得の小さなスランプの時に、政府支出は大きく、税収は小さいことが望ましい。ここでの所得の高低を成長率に関連させると、

一応、各部門の成長率を長期傾向線に沿った伸び率＝長期成長率<sup>16)</sup>、短期の景気変動にもとづく成長率にわけて示すことができよう。すなわち、

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta Y_t}{Y} + \frac{\Delta Y_c}{Y} \dots\dots\dots(17)$$

但し、 $\frac{\Delta Y_t}{Y}$ ：長期成長率

$\frac{\Delta Y_c}{Y}$ ；短期成長率

そして、前述のように、安定政策効果は、短期所得変動による税収への影響について考察することである。いま、税収に及ぼす短期所得変動効果を長期トレンド成長率との関連で示すことにすれば、線型を仮定すると、

$$\frac{\Delta T}{T} = a + b \left( \frac{\Delta Y_t}{Y} \right) + c \left( \frac{\Delta Y_c}{Y} \right) \dots\dots\dots(18)$$

となり、ここで、cの値は相対的に大きい方が望ましく、長期的にみたbの値は安定効果とは一応無関係である。

したがって、ここでは、農、非農業の双方について、第1、第2、第3局面毎の比較分析をおこなった。なお、長期成長率は、前後7年間の平均成長率をその時点における長期トレンド成長率と考えることにした。したがって、q年度の長期成長率は、 $\sqrt[t]{Y_{q+t}/Y_{q-t}} - 1$ として定義できる<sup>17)</sup>。短期の成長率は、全体の成長率から長期の成長率を差し引いて求めた。

さいごに、農家課税の所得再分配効果についてであるが、これは、ジニの集中度係数ならびに均等化係数とによって検討した<sup>18)</sup>。ここでは、農、非農家の直接税、間接税の双方について、第3局面の比較分析を、農家については第2局面と第3局面の比較分析しかデータの都合上おこなえなかった。

16) 米原淳七郎「地方財政と安定政策」、木下和夫、肥後和夫、大熊一郎編『財政学(3)』有斐閣、昭和45年10月、201～216頁。

17)  $Y_t = Y_0 (1+g)^t$ とすれば、

$$\ln \frac{Y_t}{Y_0} = \ln (1+g)^t$$

これから、

$$\sqrt[t]{\frac{Y_t}{Y_0}} - 1 = g$$

18) 村上雅子氏は、不均等度の測定尺度として、ジブラ係数、変動係数、バネート係数にくらべ、ジニの集中度係数が適当だとのべられている。ジニの集中度係数をRとすれば、

### III 分析結果

#### 1 農業課税の成長阻害効果と関連分析

##### ① 農業課税の成長阻害効果

まず、第2局面について、1925年を基準年次とし、1930年を比較年次とする検討を試みた。

階層区分に差異があるため、求める対象地域から北海道を除き、府県として国税+府県税+市町村税を税負担額とした。まず、 $\lambda$ を求めるため、1925年の農林省「農家経済調査」(上層へのバイヤスをもつが、他に資料がないので、やむを得ない)の個表を整理して、 $\sim 0.5\text{ha}$ 、 $0.5\sim 1.0$ 、 $1.0\sim 2.0$ 、 $2.0\sim 3.0$ 、 $3.0\sim 5.0$ の6階層につき、各階層別平均所得を求め、それに、それぞれの階層別農家戸数を乗じて、基準年次の総農家所得 $Y_0$ を導いた。同様にして1930年の実質総農家所得 $Y_1$ を求めることにより、 $\lambda=0.7510$ を得た。1925年と1930年を比較したのは、入手し得る最も古い個表が1925年であり、1930年は日本農業の不況を示す第2局面の有意義な対象年次と考えたからである。

次は、 $T_0$ と $T_1$ の値を求めなければならないが、それは $Y_0$ と $Y_1$ を求めると同様な方法で導出した。

それから、基準年次1925年の農家の租税関数を求めるのであるが、「農家経済調査」の個表を $\sim 1000$ 円から $3000$ 円 $\sim$ までの8階層にわけて、農家所得と租税の間に

$$\ln T = -2.2859 + 1.3340 \ln Y \quad \overline{R^2} = 0.9695 \\ (0.0656)$$

の関係を得た。

そこで、上の関係式から、1930年の $T_1$ を推計する、すなわち、

$$R = 1 - \sum P_i (Q_i + Q_{i-1})$$

但し、 $P_i$ は*i*階層の人員構成比、 $Q_i$ は*i*階層までの低所得階層からの累積所得比である。均等化係数は、再分配前後の $R$ の低下率で

$$r = \frac{R - R_1}{R}$$

但し、 $R_1$ は再分配後のジニ集中度係数とする(村上雅子「財政による所得再分配」の藤野、宇田川編『前掲書』246～251頁)。

$$\begin{aligned} \ln \hat{T}_i &= \beta \ln \lambda + \ln T_0 = 1.3440 + \ln 0.7510 \\ &\quad + \ln 658,619,164 = 8.6514 \end{aligned}$$

を得て、 $\hat{T}_i \doteq 448,100$ 千円となった。

しかし、現実の1930年の $T_i$ は464,262,962円であるため、

$$\hat{T}_i - T_i = -16,163 \text{千円}$$

の増税であったことになる。

この増税率は、 $\frac{\hat{T}_i - T_i}{T_0} = -0.0245$  すなわち 2.45%であった。

そして、増税による貯蓄減  $\Delta S_T = (\hat{T}_i - T_i) \times \frac{\Delta S}{\Delta Y}$  は、 $\frac{\Delta S}{\Delta Y}$  を前提しなければならぬ。そこで、篠原三代平氏が、1924～30年について計測した0.601と1926～27年にかけて得た0.401の双方をとりあげた<sup>19)</sup>。すなわち、それぞれの限界貯蓄性向に伴う貯蓄減は、6,465千円、9,698千円となり、1930年の貯蓄総額は、農林省「農家経済調査」の数字をアグリゲートした結果、428,948千円の赤字であったから、貯蓄減への課税の貢献度 $\frac{\Delta S_T}{S}$ は、限界貯蓄性向の値により、1.51%ないし2.26%であったと云えよう。

次に、第3局面のばあいをみてみよう。1960年を基準年次とし、1968年を比較年次として検討した。対象地域は第2局面同様、全府県としたが、租税は、所得税+住民税としてみたので、直ちに、第2局面とは比較できない。

まず $\lambda$ の値は、2.2846を得た。

次に、昭和35年の全府県農家階層別資料に当てはめた租税関数は、

$$\begin{aligned} \ln T &= -2.6166 + 1.1711 \ln Y \\ &\quad (0.2138) \quad \bar{R}^2 = 0.9091 \end{aligned}$$

を得た。

そこで、 $\lambda = 2.2846$ 、 $\beta = 1.1711$ 、 $T_0 = 490.7$ 億円をもとに、 $\hat{T}_i$ の値を求める。すなわち、

$$\ln \hat{T}_i = 1.1711 \times 0.3588 + 2.6908 = 3.1110$$

したがって、 $\hat{T}_i = 1292$ 億円となる。一方、 $T_i$ は983.7億円であったから、

19) 野田孜「農家の貯蓄と貯蓄率」川野重任、加藤譲編『日本農業と経済成長』東京大学出版会、1970年7月、270～271頁。

$\hat{T}_2 - T_2 = 308.3$ 億円となり、このばあいは、前項の第2局面における不況期と異り、高度成長期で、税の自然増収が大巾に見込めたため、減税が農家部門にもなされたことを意味する。この減税率は、

$$\frac{\hat{T}_2 - T_2}{T_0} = 0.6285$$

すなわち、63%ていどと高いものであった。

次に、限界貯蓄性向は、野田孜氏の計測された1957~62年での0.483、1958~62年での0.541という2つのケースを取り上げた。

そこで、減税による追加所得分のうち、貯蓄に充当された分、すなわち、

$$\Delta S_T = (\hat{T}_2 - T_2) \times \frac{\Delta S}{\Delta Y}$$

の値は、それぞれ、149億円、166.8億円となった。

次に、1968年の全府県農家の貯蓄額は、農林省の「農家経済調査」から推計して9307億円を得たので、 $\Delta S_T/S$ の値は1.60~1.79%という減税による貯蓄形成効果を認めることができる。

## ② 農業の相対所得水準と相対的税負担水準

(14)式を中心に、前期の相対所得水準が当期の相対的税負担水準にどのように影響するかを検討した。

まず、第2局面(1927~37)についての計測結果は、

$$\ln \left( \frac{T_A}{N_A} / \frac{T_N}{N_N} \right)_t = -1.668 - 0.247 \ln \left( \frac{Y_A}{N_A} / \frac{Y_N}{N_N} \right)_{t-1} \quad (0.290) \quad \bar{R}^2 = 0.083$$

$$\ln \left( \frac{T_A}{N_A} / \frac{T_N}{N_N} \right)_t = -1.006 + 0.279 \ln \frac{1}{3} \sum_{i=t-1}^{t-3} \left( \frac{Y_A}{N_A} / \frac{Y_N}{N_N} \right)_i \quad \bar{R}^2 = 0.041$$

となり、農業の相対所得水準が低下しても、相対的税負担水準が低下するというようなことは云えない。逆に云えば、第2局面において応能的負担の傾向が農、非農業間にはみられなかったように思われる。

それが、第3局面の1960~'69年では、

20) 野田「前掲論文」273~274頁。

$$\ln\left(\frac{T_A}{N_A} / \frac{T_N}{N_N}\right)_t = -0.734 + 1.746 \ln\left(\frac{Y_A}{N_A} / \frac{Y_N}{N_N}\right)_{t-1} \quad (0.930) \quad \bar{R}^2 = 0.265$$

$$\ln\left(\frac{T_A}{N_A} / \frac{T_N}{N_N}\right)_t = -0.092 + 2.230 \ln\frac{1}{3} \sum_{i=t-1}^{t-3} \left(\frac{Y_A}{N_A} / \frac{Y_N}{N_N}\right)_i \quad \bar{R}^2 = 0.402$$

$$\ln\left(\frac{T_A}{N_A} / \frac{T_N}{N_N}\right)_t = -0.227 + 2.050 \ln\frac{1}{5} \sum_{i=t-1}^{t-5} \left(\frac{Y_A}{N_A} / \frac{Y_N}{N_N}\right)_i \quad (0.974) \quad \bar{R}^2 = 0.533$$

となり、これは、過去3～5年という相対所得水準に対して、相対的租税負担水準の強力性は約2ていどを示し、その説明力も過去5年の相対所得水準で50%を越え、農業の相対所得水準の累積的低下に対して大巾に相対負担水準は低下させられるという応能的傾向が農、非農業間で認められるようになった。

### ③ 租税関数 (1960～'69)

(19) 式にもとづく計測結果は、農家部門のばあい

$$\ln T_{1At} = -37.133 + 5.775 \ln Y_{1At-1} - 1.790 \ln K_{At} - 0.067 U \quad (1.154) \quad (0.768) \quad (0.037) \quad \bar{R}^2 = 0.989$$

$$\ln T_{2At} = -22.495 + 3.676 \ln Y_{2At-1} - 0.923 \ln K_{At} - 0.046 U \quad (0.665) \quad (0.492) \quad (0.029) \quad \bar{R}^2 = 0.990$$

但し、 $T_{1At}$  : 直接税のみ

$T_{2At}$  : 直接税 + 間接税

$Y_{1At-1}$  : 1期前の農家所得

$Y_{2At-1}$  : 1期前の(農家所得 + 振替所得)

非農家部門のばあい、

$$\ln T_{2Nt} = 1.405 + 0.248 \ln Y_{2Nt-1} + 0.565 \ln K_{Nt} \quad (0.112) \quad (0.102) \quad \bar{R}^2 = 0.962$$

$$\ln T_{2Nt} = 0.665 + 0.524 \ln Y_{1Nt-1} + 0.328 \ln K_{Nt} \quad (0.095) \quad (0.083) \quad \bar{R}^2 = 0.995$$

但し、 $T_{2Nt}$  : 課税総額 -  $T_{2At}$

$$Y_{1Nt-1} : \text{国民所得} - Y_{1At-1}$$

$$Y_{2Nt-1} : \text{国民所得} - Y_{2At-1}$$

のような計測結果を得た。

以上を通じて、農家と非農家との課税に対する影響要因の差異は、農家部門のばあい、固定資本とトレンドのパラメーターがマイナスそして所得のパラメーターが累進的と考えられるプラスの租税の弾力性を示したのに対し、非農家部門は、所得ならびに固定資本とも、各租税の弾力性がプラスの相対的に小さな値を示したことにある。

ここで、トレンドのパラメーターが農家部門のばあい、マイナスの値を示したのは、税制上の各種減税措置を意味するものと考えられる。非農家部門では、トレンドのパラメーターに統計的有意性が得られなかったため、それを除いて計測せざるを得なかったが、それでも、決定係数は極めて高い値を得ることができた。

結局、農家課税の増大に対しては、所得の増大が相対的に大きな意味を持つと同時に、資本の増加に対しては、かなり減税措置があったことを示す。租税の所得弾力性が或ていどの大きさを示したのは、所得税ではなく、道府県民税、市町村民税、国民健康保険税のような地方税に起因するものと考えられる。次に、それでは、税負担率と所得水準、1人当固定資本ストックとの関係を(16)式にもとづき、農家、非農家間の差異としてみると、

まず、農家部門では、

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{T_{At}}{Y_{1At-1}}\right) &= -18.754 + 2.569 \ln\left(\frac{Y_{1A}}{P_A}\right)_{t-1} - 0.946 \ln\left(\frac{K_A}{P_A}\right)_t - 0.070U \\ &\quad (0.579) \qquad (0.447) \qquad (0.033) \\ R^2 &= 0.962 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{T_{At}}{Y_{2At-1}}\right) &= -23.948 + 3.376 \ln\left(\frac{Y_{2A}}{P_A}\right)_{t-1} - 1.393 \ln\left(\frac{K_A}{P_A}\right)_t - 0.083U \\ &\quad (0.795) \qquad (0.552) \qquad (0.035) \\ R^2 &= 0.959 \end{aligned}$$

また非農家部門では

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{T_{Nt}}{Y_{1Nt-1}}\right) &= 4.980 - 0.396 \ln\left(\frac{Y_{1N}}{P_N}\right)_{t-1} + 0.270 \ln\left(\frac{K_N}{P_N}\right)_t \\ R^2 &= 0.797 \end{aligned}$$

$$\ln T_{Nt} / Y_{2Nt-1} = 5.512 - 0.359 \ln \left( \frac{Y_{2N}}{P_N} \right)_{t-1} + 0.184 \ln \left( \frac{K_N}{P_N} \right)_t$$

$$R^2 = 0.876$$

という結果が得られた。

結局、農家の租税負担率は、租税関数同様、固定資本、トレンドのパラメーターが、マイナスで、すなわち、固定資本製備や農業課税制度に減税措置がみられる一方、所得水準の上昇は、かなり税負担率を高める傾向を示す。

一方、非農家部門の税負担率は、農家と逆に資本装備の上昇が租税負担率を上げるように、そして所得水準の上昇は税負担率を下げるように機能してきたが、この分析期間で税負担率そのものをそれほど下げたとは云えない。

## 2. 農・非農家に関する課税の安定効果

(18式)にもとづいて、

### ① 第1局面 (1883~1919直接税)

#### A) 農家

##### a) 国税

$$\frac{\Delta T}{T} = 1.918 - 0.720 \frac{\Delta Y_t}{Y} - 0.156 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(0.661) \quad (0.108)$$

$$\bar{R}^2 = 0.072$$

##### b) 地方税

$$\frac{\Delta T}{T} = 3.241 - 0.082 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 0.019 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(0.076) \quad (0.123)$$

$$\bar{R}^2 = 0.001$$

##### c) 税総額

$$\frac{\Delta T}{T} = 2.327 - 0.470 \frac{\Delta Y_t}{Y} - 0.132 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(0.361) \quad (0.103)$$

$$\bar{R}^2 = 0.027$$

#### B) 非農家

##### a) 国税

$$\frac{\Delta T}{T} = 7.198 - 0.238 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 1.921 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(1.545) \quad (0.397)$$

$$\bar{R}^2 = 0.424$$

##### b) 地方税

$$\frac{\Delta T}{T} = -2.085 + 1.382 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 0.714 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

日本における農業課税の政策効果

$$(1.047) \quad (0.269)$$

$$\bar{R}^2 = 0.210$$

c) 税総額

$$\frac{\Delta T}{T} = 5.232 + 0.047 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 1.767 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(1.431) \quad (0.368)$$

$$\bar{R}^2 = 0.419$$

② 第2局面 (1919~'34 直接税)

A) 農家

a) 国税

$$\frac{\Delta T}{T} = 0.408 + 0.559 \frac{\Delta Y_t}{Y} - 0.039 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(2.984) \quad (0.370)$$

$$\bar{R}^2 = 0.004$$

b) 地方税

$$\frac{\Delta T}{T} = -0.482 + 3.009 \frac{\Delta Y_t}{Y} - 0.301 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(2.933) \quad (0.364)$$

$$\bar{R}^2 = 0.139$$

c) 税総額

$$\frac{\Delta T}{T} = -0.343 + 2.132 \frac{\Delta Y_t}{Y} - 0.226 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(2.765) \quad (0.343)$$

$$\bar{R}^2 = 0.087$$

B) 非農家

a) 国税

$$\frac{\Delta T}{T} = -14.403 + 2.997 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 1.272 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(1.458) \quad (0.230)$$

$$\bar{R}^2 = 0.701$$

b) 地方税

$$\frac{\Delta T}{T} = 25.225 - 2.837 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 0.489 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(3.302) \quad (0.601)$$

$$\bar{R}^2 = 0.130$$

c) 税総額

$$\frac{\Delta T}{T} = -10.400 + 2.449 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 1.142 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

$$(1.666) \quad (0.263)$$

$$\bar{R}^2 = 0.592$$

## ③ 第 3 局面 (1960~'69)

## A) 農家

## a) 直接税総額

$$\frac{\Delta T}{T} = -10.217 + 2.151 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 0.942 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

(0.872)      (0.402)

$\bar{R}^2 = 0.635$

## b) 間接税含む税総額

$$\frac{\Delta T}{T} = -5.439 + 1.633 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 1.299 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

(0.645)      (0.508)

$\bar{R}^2 = 0.591$

B) 全経済<sup>21)</sup>

## a) 国税

$$\frac{\Delta T}{T} = 6.94 + 0.496 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 1.661 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

(0.780)      (0.269)

$\bar{R}^2 = 0.733$

## b) 地方税

$$\frac{\Delta T}{T} = 9.86 + 0.384 \frac{\Delta Y_t}{Y} + 0.847 \frac{\Delta Y_c}{Y}$$

(0.643)      (0.222)

$\bar{R}^2 = 0.478$

以上の計測結果を通じて、およそ次のようなことが云えよう。

まず、農家部門のばあいについて、第 1, 第 2 局面とも、課税による安定効果は無かったと云えよう。したがって、農家部門は短期のブームと無関係に課税がなされたのであって、課税による built-in stabilizer の効果が働かなかったと云えるだろう。しかし非農家部門は、その保護政策もあってか、第 1 局面では、この両成長率で説明できる部分は必ずしも大きくないが、国税、税総額の短期成長率パラメーターは、統計的に有意で、且つその値は相対的に長期成長率のそれより大きく、税の増加率と正の相関を持っている。

第 2 局面で非農家部門は、国税のばあい、両成長率による租税増加の説明力は 70% にのぼり、税総額においても約 60% に達する。第 1 局面に引き続き、地方税の増加に対する短期成長率のパラメーターは、統計的に有意でな

21) 米原淳七郎「前掲論文」208頁。

### 日本における農業課税の政策効果

かったが、国税のばあいには、短期成長率の影響力が統計的に有意である。しかし第1局面より、その安定化作用は低下している。

第3局面の農業課税は、長期成長率との相関が高く、符号も正である。したがって第3局面では、長期的に農業の成長率も高かったので、税収も自然増収分に減税がおこなわれてきたことは、すでに1)の①でみたとおりであるが、第1、第2局面と異り、短期成長率に税収の増加が反応する税制になり直接税だけでなく、間接税も含めると、その安定効果はより大きく、結局、第3局面の農業課税の安定効果は、かなりはっきりあらわれるようになったが、長期成長率に税収の増加がより強く反応するようである。

これに対して、非農家部門では、課税の安定効果が第1、第2局面同様、みられるのみならず、ともすれば、その安定効果が第3局面で第1局面より小さくても、第2局面より大きかったと云えるのではあるまいか。

#### 3. 農・非農家に関する課税の所得再分配効果

ここでは、紙巾の都合もあり、課税前後におけるジニ集中度係数を比較した均等化係数の検討のみにとどめよう。

第1表 第3局面における農・非農家均等化係数

	農 家			非 農 家 (勤労者世帯)		
	所 得 税	地 方 税	租 税	所 得 税	地 方 税	租 税
1953	1.78%	- 0.27	1.63	7.03	0.94	8.08
54	2.15	- 0.34	1.95	8.04	1.12	9.06
55	2.29	0.02	2.41	7.50	1.40	8.60
56	1.61	- 0.32	1.25	7.38	1.42	8.78
57	1.56	- 0.30	0.15	4.81	1.39	6.36
58	1.58	- 0.17	1.15	4.29	1.32	5.39
59	0.90	1.75	3.15	3.81	1.17	4.58
60	0.56	- 0.99	- 0.35	4.17	1.08	5.14
61	0.71	- 0.66	0.11	3.52	1.04	4.36
62	0.82	- 0.11	0.58	3.38	1.11	4.24
63	0.85	- 1.07	0.40	3.62	1.11	4.60
64	1.07	- 0.43	0.76	3.80	1.11	4.45

農家は「農家租税公課諸負担調査」より算出、非農家は藤野、宇田川「経済成長と財政金融政策」p.251より引用。

① 農・非農家部門の比較

まず、直接税についてみれば、第 1 表で示すように、第 3 局面でしか、両部門の比較をなし得なかったが、それも、非農家部門は都市勤労世帯との比較という限られたものである。その計測結果は、両部門共、その再分配効果が小さくなってきているが、農家部門の方が小さく、それには農家部門の地方税の不均等化作用がみられ、所得税の均等化作用も相対的に小さいことが指摘できよう。

次に間接税についてみてみる。農家部門の間接税について均等化係数を計測し得る統計は、1952年から1956年にかけてしか存在しない。しかも、それは府県 1 本にまとまっておらず、農区別である。そこで、所得水準を考慮して、南海、近畿、北陸について計測してみた(第 2 表)。

まず間接税全体の再分配効果は、いずれの地域もおおよそマイナスで、間接税の不均等化作用は明らかである。そして、この不均等化作用の最も大きいのは、所得水準の最も低い南海である。主な間接税としての酒税、砂糖税についても、南海の不均等化作用が大きい。

第 2 表 農家間接税の再分配効果(均等化係数)

	北 陸		近 畿		南 海	
	1952	1956	1952	1956	1952	1956
砂 糖 税	- 0.21 <sup>%</sup>	- 0.19	- 0.24	2.73	0	- 0.29
酒 税	0.14	2.09	0	0.19	- 0.31	- 0.06
た ば こ 税	- 0.57	- 0.61	- 1.27	- 0.47	- 0.39	- 1.15
間 接 税 計	- 0.78	- 0.78	- 1.27	- 0.38	- 1.55	- 1.61

農林省「最近 5 ヶ年間に於ける農家の間接消費税の負担に関する調査」より算出。

ここで、農家部門と非農家部門の間接税に関する再分配効果を直接比較できないが、地主重美氏の計測になる非農家の再分配効果が 1962年から65年について求められており、第 3 表で示すとおりである。

本表からは、間接税の再分配効果がマイナスであり、所得水準の上昇により不均等化作用が増大していることが明らかである。

したがって、農家部門、非農家部門共通に云えることは、間接税の所得再分配効果が時を異にしても、マイナスを示していることであり、農家部門か

日本における農業課税の政策効果

第3表 非農家間接税の再分配効果

	間 接 税		所 得 税	
	名 目	実 質	名 目	実 質
1962	- 0.81%	- 0.52	3.66	3.65
63	- 1.75	- 0.96	3.94	3.94
64	- 0.83	- 0.97	4.31	4.25
65	- 2.96	- 2.26	4.45	4.35

木下, 肥後, 大熊「財政学」(2)p.242より引用。

らは所得水準の低い地域ほど不均等化作用が大きく、非農家部門からは、時系列的な所得水準の上昇に伴い、不均等化作用の増大しているという間接税の逆進性に関する性格が示されたが、それらの相違にまでふれることはできなかった。

② 農家部門内第2局面の自作・小作別比較

第4表で示すとおり、まず、すでに示した第3局面の計測結果と比較するなら（厳密な比較はできないが）、第2局面は1925年と1930年の2カ年にす

第4表 第2局面における農家課税の再分配効果

		1925 (大正14)		1930 (昭和5)	
		自作農	小作農	自作農	小作農
集中度係数 (R)	農家所得	0.1971	0.2466	0.1823	0.2095
	国税引後	0.1977	0.2466	0.1835	0.2097
	地方税引後	0.1984	0.2488	0.1903	0.2137
	国税地方税引後	0.1992	0.2491	0.1918	0.2139
	公課諸負担引後	0.1958	0.2467	0.1832	0.2103
	公租公課引後	0.1983	0.2491	0.1929	0.2149
	可処分所得	0.1973	0.2502	0.1931	0.2194
均等化係数 (r)	国 税	- 0.30%	0	- 0.66	- 0.10
	地 方 税	- 0.66	- 0.89	- 4.39	- 2.00
	国 税+地 方 税	- 1.07	- 1.01	- 5.21	- 2.10
	公 課 諸 負 担	0.66	- 0.04	- 0.49	- 0.38
	公 租 公 課	- 0.61	- 1.01	- 5.81	- 2.58
	可 処 分 所 得	- 0.10	- 1.46	- 5.92	- 4.73

農林省「農家経済調査」個表整理により算出。

ぎないが第 2 局面の方が課税前の不均等度は小さかったようである。課税による再分配効果からみると、第 3 局面では、先にみたように、地方税の再分配効果がマイナスに機能したほかは、非農家部門より小さいとはいえ、プラスの効果を示した。しかし第 2 局面での逆進的課税は、すべてがマイナスという、却って分配状態を悪化させるように機能し、地方税のマイナスの再分配効果のていども、第 3 局面のそれより大きかったことが、資料に制約があるとはいえ、指摘できよう。

また、1925年と1930年を比較してみると、課税前の不均等度は、兩年共、自作より小作の方が大きく、さすがに 1930年のマイナスの作用は小作が自作より小さかったが、自作、小作共、不況下、1930年の方が不均等度を増加させるていどが大きく作用している。

#### IV 結

以上、農業課税の政策効果としては、極めてラフな分析結果からではあるが、たしかに、第 1 局面から第 2 局面にかけて、農家課税が軽減されつつあったとはいえ、不況期にもかかわらず、農業の資本蓄積を阻害する効果が認められ、所得再分配効果もマイナスであった。さらに農業課税の安定効果も第 1、第 2 局面において認められなかった。これが高率小作料と共に、この局面における農業の経済発展を阻害し、辛うじて不況期以後の農業補助金が農業の大きな所得低下をとどめるのに貢献したものと考えられる。これが第 3 局面に入ると減税による貯蓄増大効果や、ようやく安定効果もみられるようになり、農業の投入、産出共、それまでにない伸びを示すのに貢献した。しかし、非農業の安定効果や、所得再分配効果にくらべると、相対的に農業へのそれらは小さいようである。