

序

所得分布の様相とその變動は注目すべき対象であるが、その理論のうち最も卓越し、また最近において確率論的接近によって擴張されつつあるのは R. Gibrat の思想である。この理論を吟味し、日本の場合に Gibrat 現象がどのように示されるかを観察して、所得の不均等度の變動と經濟變動との關係を考察しようとする。

日本の所得分布は 1887 (明治20) 年以後の所得税統計、さらに 1899 (32) 年以後の個人所得の資料について調査することができる。これは 1903 (36) 年以後は 1 戸當りであって、いわば世帯所得に相當する。この分布について Gibrat 假説の妥當を見、さらに不均等の變動を調査することにした。

戦後は消費實態調査における勤勞者世帯の實收入階級別標本世帯数を利用して、全國都市の勤勞者世帯所得分布を Gibrat 分布で把え、その様相を分析した。Ⅰは高橋、Ⅱは伊大知が分擔した。

Ⅰ 個人所得の分布

1 所得分布の理論

1) 個體の集合と獨立性の問題

經濟現象を説明する基本法則の多くは、個人行動と企業行動すなわち個體に關する假定に基づいている。そして、これら個體の行動に基づく個別的函數を一般化して、ただちに市場現象あるいは社會現象を説明しうるかのように考えられている。しかしそのためには個體を支配する法則は代表的なものをとって見れば比較的安定していて短期においてはあまり變動をしないと假定するか、あるいは個體の動向は千差萬別であっても、これを集合すればそれらの特殊性は「互いに相殺されて」一様な規則性を得ると假定するか、いずれかである¹⁾。

1) 例えば A. Marshall (*Principles of Economics*, 8th ed., 1925, p. 92 et seq. 邦譯 I, p. 115) は、1 個人の需要函數から市場の需要表へ、「需要法則」へ進むにあたって、個人の需要は「中斷的・發作的・不規則的」

いずれにしてもその集合の過程において、特殊な假定をおかなければならない。すなわち、個體の集計がただちに全體であると立言しうるには、それら個體の行動は互いに他と關わりなく完全獨立であると假定しなければならない。しかし個體の行動が完全に獨立であるとしても、ある經濟量の集合を行うときその加重平均においてその重さはその經濟量全體のうち各個人の占める割合となる。すなわち集合過程において必ず個體の分布状態がはいってくる²⁾。

だが、市場全體として眺めるといふ「廣汎な結果においては個人行爲の多様性・不安性は消滅し、多數人の行動の比較的規則的な總和となって現われる」と言う。

2) 一般に次のように證明できる。

q_0, q_1 をもって個人 0, 1 の、例えば消費量とし、 x を價格あるいは所得とすれば、個人の需要函數は

$$q_0 = f_0(x), \quad q_1 = f_1(x)$$

である。市場の函數は集合して

$$F(x) = f_0(x) + f_1(x)$$

各個人の需要弾力性を η_0, η_1 とすれば、

$$\eta_0 = \frac{df_0(x)}{dx} \cdot \frac{x}{f_0(x)}, \quad \eta_1 = \frac{df_1(x)}{dx} \cdot \frac{x}{f_1(x)}$$

そこで市場における弾力性 η は

$$\begin{aligned} \eta &= \frac{dF(x)}{dx} \cdot \frac{x}{F(x)} \\ &= \frac{d[f_0(x) + f_1(x)]}{dx} \cdot \frac{x}{F(x)} \\ &= \frac{df_0(x)}{dx} \cdot \frac{x}{F(x)} + \frac{df_1(x)}{dx} \cdot \frac{x}{F(x)} \\ &= \frac{df_0(x)}{dx} \cdot \frac{xf_0(x)}{f_0(x)F(x)} + \frac{df_1(x)}{dx} \cdot \frac{xf_1(x)}{f_1(x)F(x)} \\ &= \left[\eta_0 \cdot f_0(x) + \eta_1 \cdot f_1(x) \right] \cdot \frac{1}{F(x)} \end{aligned}$$

すなわち η_0, η_1 にそれぞれ $\frac{f_0(x)}{F(x)}, \frac{f_1(x)}{F(x)}$ という重さがかかる。そしてこの重さこそある經濟量の全體のうち各個人の占める割合に他ならない。このように個體の分布はあらゆる個體の經濟量の集合過程に出てくるのである。所得分布を不變とする假定は非現實と言わねばならない。H. Staehle, *Annual Survey of Statistical Information: Family Budgets, Econometrica*, Vol. 2, 1934. p. 357, n. 12., *idem*, *Short Period Variations in the Distribution of Incomes, The Review of Economic Statistics*, vol. 19, 1937, p. 133, n. 5.

また、反対に経済現象の多くは相互依存的であると言われ、またそれは事実についてわれわれの認識するところである。その場合に相互依存関係は動態における集合過程において相殺されることなく、かえって後述のように累積過程となる。いわゆる集計の問題 aggregation problem は、この重要な問題に當面せざるをえない。この個體の行動の獨立性という非現實な假定に對して、これをどのように回避しながら統計的操作を行いうるかを考察する必要がある。以下の所得分布の理論の吟味に當って、特に R. Gibrat の「比例効果の法則」に注目するのは、彼がこの効果の獨立性という假定の困難を細心に意識し、それを回避するために工夫したものであるからである。

經濟學者のうち、所得分布の重要さに關心を與せたものは、もちろん多數ある。例えば A. Cournot は、その需要函數は個人の函數から導き出したのではないが、それが「富の分布の様式(mode)に保存する」ことを 1838 年に立言し、1863 年にくりかえしている。H. v. Mangoldt は需要曲線に與える富の分布の影響に注目し、富の分布が均等であればあるほど ceteris paribus 需要曲線が上方に一層凸形となることを指摘している。Marshall もまた集合需要を甚しく弾力的にするのは全消費量のうち労働階級の消費の占める割合が大きいからであることを認めている³⁾。

このように所得分布の與える影響が大きいことを認めながら、しかも多くの學者は普通にこの分布を不變のものとして立論している。所得分布が少くとも短期において不變であるかのような印象を包懷させるに至った事情のうちには、かの V. Pareto の立言が多く作用していると思われる。

所得分布について最初に分析的な研究を行い、著名な公式を發見した人、その人の不幸な結論——所得分布は時を異にし處を異にするもおおむね不變である、という結論はあたかも斷定的であるかのように響きこれが長く支配的であった。

これに對して、Corrado Gini は Pareto 式において不均等尺度たるパラメーター a が極めて感度が鈍く、そのわずかな數値の變動が甚しい分布の變化に對應することを指摘した⁴⁾。

3) A. Cournot, *Recherches sur les Principes Mathématiques de la Théorie des Richesses*, 1838, p. 50 *idem*, *Principes de la Théorie des Richesses*, 1863, p. 103.

H. v. Mangoldt, *Grundriss der Volkswirtschaftslehre*, 1863, S. 49.

A. Marshall, *op. cit.*, p. 105 [邦譯 I, p. 207]

V. Pareto は *La legge della domanda* (Gior-

しかしその後の所得分布の型と不均等度の測定とにおいて、理論的に傑出し、最近確率論的接近の上で注目されているのは Gibrat の立論である。まことに M. Kalecki の言うごとく、「經濟變量の若干のものの對數分布が正規型に近づくことを示したのは、R. Gibrat の偉大な業績である」⁵⁾。

2) 比較効果の法則 La loi de l'effet proportionnel

R. Gibrat (*Les Inégalités Économiques*, 1931) が所得や富、さらに企業の雇用量などが對數正規型に近づくことを示したいことは周知である。しかし Gibrat 自身注意するように (p. 62), ある經濟量が對數正規分布をなすという事實 (Gibrat phenomenon) とその現象の理論的解釋——この現象はいかなる條件のもとに起るかという因果律的な問——とは別問題である。そして解釋の方は最近にいたって一層擴大され、精密化されている。

Gibrat 現象はたしかに多くの場合に事實について認められる。しかし、Gibrat の假説は、あらゆる假説がそうであるように a priori なものであって、その假説の成立條件を吟味しない限り、現實とどの程度の距離があるかは明らかでない。一般に實證とは假説と現實との對決だが、假説自體の解釋は資料の精選とともに、むしろそれよりも大切である。というのは、非現實な假説も偶然に現實に妥當するかもしれない。假説の檢定の前に、假説がいかなる條件においてのみ成立するかを吟味する必要がある。statistical inference は假説の理論的根據の探究からはじめねばならない。

Gibrat の着想は直接には Kapteyn の推理を擴張しようとするところから發している⁶⁾。Kapteyn の着想についてここで詳細に立入らないが、彼は所得分布、彼の場合

nale degli Economisti, xxxv, 1895, pp. 59—68) ではじめて彼の《*curbe des revenus*》の分析を示し、1897 年 (*Cours d'Économie Politique*, II, p. 331) で「所得分布こそ供給と需要とを眞に支配する諸法則を知るために考慮せねばならぬ最も重要な事情のひとつ」と言っている。

Corrado Gini, *Indici di concentrazione et di dipendenza*, *Biblioteca delle Economista*, 5^e serie, xx, 1922, pp. 39—40.

5) M. Kalecki, *On the Gibrat Distribution*, *Econometrica*, Vol. 13, 1946, pp. 161—170.

6) Kapteyn, *Skew Frequency Curves in Biology and Statistics*, 1903. Gibrat 以前にも彼と同様な「幾何平均の法則」に着目したものがあつた。D. McAalister, *The Law of the Geometric Mean*, *Proc. Roy. Soc.* Vol. xxix, 1879. しかし Gibrat はこれに觸れていない。おそらくこの業績を知らずに、Kapteyn の推理を直ちに擴張したものである。

では賃金の分布が二項分布になるのではないかという着想である。しかし重要なことは、一般に Laplace 法則が妥當するためには、3つの必要且つ十分条件がみたされなければならない。すなわち、

- 1° その變動の要因は無数である。
- 2° その効果は互に獨立である。
- 3° その個々の効果は効果の全體に比べれば極めて小さい。

この3つの条件のうち 1° と 3° とについては、經濟現象について、目下の問題の所得分布についてもあてはまると言える。所得分布を決定する要因は、例えば景氣變動だけではなく、地域的なまた個體内部の諸原因に基づき、その原因は無数である。またそれぞれの効果は全體の効果からみれば小さい。問題なのは条件 2° である。すなわち或る原因の結果が他に影響を及ぼさぬという獨立性の假定である。Laplace 分布が正規型をなすのに、現實の經濟量が殆んどすべて非對數的に分布するのは、主としてこの第 2° 条件——効果の獨立性ということが現實にはみたされないためである。

Gibrat の推理はここから始まる。Kapteyn ははじめに同一の賃金であったものが、半分企業では平均 (S) からの偏差 s だけ上昇して $S+s$ となり、他の半分ではそれだけ下落して $S-s$ となると假定して、すなわち一方に favorable な原因と他方に défavorable な原因とが別別に働くものと考えたが、現實には賃金上昇の傾向が一般傾向であれば、他にも影響を及ぼすから、効果の獨立性ということとは經濟ではむしろまれな現象と言わなければならない。そこで Gibrat は 1つの原因の影響が他の影響に依存する (l'effet d'une cause dépend de celui des autres) ような函数について何かひとつの假定をおけば、數學はその假定 (Laplace 法則を加工したもの) がどんなものかを明にすると考える。すなわち異なる賃金 x_1, x_2, x_3 に同一の原因が働いて同一の基本的變化 dx を生じる。この dx が他の原因すなわち x の影響に依存していることを示す函数をきめることによって解決しようとするのである。

そこで dx は x に依存し、その関係は比例的であるが、 $\frac{dx}{x}$ は x とは獨立であると假定して、 $\frac{dx}{x}$ が dz に等しいような x に関する z の函数を見出せばよい。それには $dz = a \log \frac{dx}{x}$ と考えればよい。すなわちかかる dx が x と比例して動くという比例効果 (l'effet proportionnel) は、或る變數の對數が Laplace 分布をなすということにおいて見出される。Laplace 法則は言わば恒常効果 (l'effet constant) の場合である。新しい法則は、 x の代りに $x-x_0$ とおいて、

$$\begin{cases} y = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-z^2} & (1) \\ z = a \log(x-x_0) + b & (2) \end{cases}$$

という周知の式で示される。 $(x_0$ については後に論じる)。

Laplace 法則の条件 2° は改められて、「効果は $x-x_0$ に比例するが、 x には依存しない」あるいは「効果は $\log(x-x_0)$ に依存する」ということになる。

Gibrat の假説は、經濟量 X (例えば所得分布) の初期の状態を X_0 とするとそれが時の経過につれて比例効果 m_1, m_2, \dots, m_n を受けて、 $X_1 = X_0(1+m_1)$, $X_2 = X_1(1+m_2) = X_0(1+m_1)(1+m_2)$ のように累積的に成長し、期間の終りにおいて $X_n = X_0(1+m_1)(1+m_2)\dots(1+m_n)$ となったとする。その自然對數 $\log X_0 + \log(1+m_1) + \dots + \log(1+m_n)$ が正規分布をなすというのである。その成立条件は m_i が 1 よりも小さいこと、 Y_i を X_i の平均からの偏差とすると、 Y_i の標準偏差の和が 1 以上であるという 2 条件である。これはいずれも現實にありうることである。

だが、Gibrat 假説のもとづく假定には、Kalecki の指摘するように 2つの非現實な要素がある。1 は經濟量が random shocks のみにさらされているという點、2 は標準偏差が連続的に増大しつづけるという點である。ことに第 2 の點は、後に日本の所得分布の場合に見るように、連続的でなく甚しく變動をしている。

一般に經濟量の變化には 3つの場合がありうる。

i) その標準偏差が全く外生的な random shock (上の記號をもってすれば m_i) を受けて、連続的に増大しつづける場合。これが Gibrat の假定である。

ii) その標準偏差が全く内生的な經濟諸力によって決定され、したがって變化は獨立でなく、前の時點に依存する場合。

iii) その經濟諸力は嚴格でなく、一部分は shock を受ける餘地のある場合。

がある。(i と ii との混合)

Kalecki はこれらの假定のうち現實的な (iii) の場合に、標準偏差が變化するとしたとき、經濟量が對數正規分布となるための諸条件を求めている⁷⁾。

7) いま $\log X_0$ という確率變數のその平均からの偏差を Y_0 , $\log(1+m_i)$ という確率變數のその平均からの偏差を Y_i で表わせば、 $\log X_n$ なる確率變數からの偏差 Z_n は

$$Z_n = Y_0 + Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$$

したがっての平均は $E(Z_n) = 0$

この Z_n の分布が正規型をなすには、次の 2 假定をおけばよい。

3) 不均等の意義

従來の均等・不均等の基準は極めて形式的である。しかも、その基準は必ずしも明確ではない。

經濟量の分布の多くは非對數的であるから、尺度はその型の特性を表わすものでなければならない。あらゆる經濟量について分布の型とかかわりのなく算術平均、四分位偏差、相對平均偏差、相對的平均差などを用いる方法は、それだけでは殆んど意義がない。

Pareto の不均等尺度は $N = Ax^{-a}$ における a である。しかし a の數値に關する解釋において Pareto 自身矛盾した立言をしている。一方では「〔所得金額〕 x 以下の所得人員が x 以上の所得人員に比して増大すれば、所得の不均等は減じた」と言い、他方「不均等の減少は、貧者の數が富者の數に比して減少したという事實によって定義される」と言う。Pareto の a の解釋に疑義を生じるのは、人員に注目すれば、 a が小なるほど分布が均等化したことになり、金額に注目すれば a の大なるほど全體の平均所得と x 以上の所得の平均との比率が小となって均等化したことになるからである。かかる不明確さは、一般にパレート式において、 A, a, h (最低所得) との間にはひとつの關係が存在し、それぞれ獨立でないか

i) $|m_i|$ は 1 に比して十分に小である。したがって $|\log(1+m_i)|$ は Y_i に比して十分に小である。

ii) $Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$ の第 2 次積率は Y_1, Y_2, Y_n の 2 次の積率の和であるが、 n が十分に大なるとき、 $Y_1 + Y_n + \dots + Y_r$ の標準偏差は 1 に等いか 1 より大である。すなわち

$$\frac{\sqrt{E[(Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n)^2]}}{\sqrt{E(Y_1^2) + E(Y_2^2) + \dots + E(Y_n^2)}} \geq 1$$

そうすると Y_i は $Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$ の標準偏差に比して十分に小となる。

この 2 條件がみたされる限り $Z_n = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$ は $|Y_i|$ が小なるほど正規分布に近づく (中心極限定理)。

Kalecki 敘述をさらに正確に言えば Y_0 が有界であれば $(Y_0 + Y_1 + \dots + Y_n) / \sqrt{E(Y_0 + Y_1 + \dots + Y_n)^2}$ の分布は $n \rightarrow \infty$ にしたがって正規型に近づく。また n が十分大であり、 $\sqrt{E[(Y_0 + Y_1 + \dots + Y_n)^2]}$ が $|Y_0|$ に比して十分大であれば、初期の X_0 がいかなる分布をなしていたにもせよ、 $Y_0 + Y_1 + \dots + Y_n$ は正規型となる。

Kalecki の思想は確率變數の極限法則として、Gibrat 分布を得るためには、どのような條件が必要であるかの研究であるが、他方 J. Marshack の研究 (Income inequality and demand studies, *Econometrica*, April 1943) はそれを確率法則の時間に對する微分方程式を假定することによって誘き出そうとするものである。一般に連續的な確率過程 (stochastic process) は Gauss 分布に深く連關している。所得分布を、確率的現象の時間的發展として確率過程論から接近しうる餘地がなお多く残されている。

らである。

Gibrat の場合に、不均等を測る尺度は方程式 $z = a \log(x - x_0) + b$ における a である。この逆數を指數とし $100/a$ を不均等指數 *indice d'inegalité* という。注意すべきは Gibrat においては a (不均等の逆數)、 A (平均所得)、 x_0 (最低所得) はそれぞれ獨立したパラメーターである。

Gibrat 式において $a = 1/\sigma\sqrt{2}$, $b = -m/\sigma\sqrt{2}$ であるから、 a の逆數は σ に比例し、 b の逆數は變動係數に比例することを示す。したがって「不均等指數」は標準偏差の大いさに對應するわけである⁸⁾。

Gibrat はこの a が《dynamique》なことを指摘し、これが經濟量の《mobilité》と反對に動くことに注意している。不均等尺度と景氣變動との關係を考察している所以である。従來の不均等尺度は、いずれも形式的定義に止まるので、最近に至ってかかる形式的な定義を不満として「不均等の社會的に望ましい最低限」を説くものがあるが、いまだ實測に堪える概念ではない⁹⁾。

一般に分布の特性を示す分散は、ただ分布の幅を示すのみで、所得分布の場合には低額層の方が最低限以下の状態が不明だから、分散の増大はもっぱら高額層の人員増加を示すことになる。その意味では分數の大小はそれだけでは必ずしも望ましい状態を示さない。むしろ、平均所得が増大して分散の減少する状態、すなわち後述の變動係數の小なるほど望ましい状態というべきであろう。

4) x_0 の意義

Gibrat 法則は $\log x$ の全領域については十分に妥當しないで、 $\log(x - x_0)$ の範圍内でのみあてはまる。それでは x_0 とは何か。

Gibrat は x_0 を見出す方法として、横軸に $\log(x - x_0)$

$$8) \quad p(x) = \int_x^\infty p(x) dx = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_z^\infty e^{-z^2} dz = F(z)$$

$$\text{と} \text{お} \text{い} \text{て} \quad -z^2 = -\frac{1}{2} \left[\frac{\log(x - x_0) - g}{\sigma} \right]^2$$

とおけば (g は幾何平均)

$$z = \frac{\log(x - x_0) - g}{\sigma\sqrt{2}}$$

$$z = a \log(x - x_0) + b$$

であるから

$$a = \frac{1}{\sigma\sqrt{2}}, \quad b = \frac{-g}{\sigma\sqrt{2}}$$

a と他の統計値との關係は

$$\frac{Q_2 - Q_1}{M} = \frac{2.20}{a}, \quad \frac{Q_2}{Q_1} = \frac{0.95}{a}$$

9) G. Garvy, Inequality of Income: Causes and Measurement, *Studies in Income and Wealth*, Vol. XV, 1952.

を、從軸に x_0 を點描して作圖するとき、直線とならず歪曲するなら、直線となるまで x_0 の値を順次に増すことによつて經驗的に求める仕方を示している。この x_0 は、定差圖を作り直線と兩軸のなす角の 2 等分線との交點の座標として求められる¹⁰⁾。

だが x_0 の理論的意義は明確でない。Gibrat はその著作の終りに (p. 256) 「不幸にして解明できなかったひとつの點」として x_0 の意義にふれている。數學的には極めて單純に x_0 とは x の最低値 (la limite inférieure de x) に他ならない。しかし、所得の場合にはそのような解釋を用いることはできない。その理論的に決定される x_0 の値の意義は、Gibrat ではこゝに見出されずに終つてゐる。

そして Kalecki はこの x_0 についても、新しく理論的な解釋を與えているのである¹¹⁾。

5) 所得決定要因

所得決定の要因について Pareto と Gibrat との意見の對立は興味がある。Pareto は「所得曲線の公式を知るに至つたのは歸納である。しかるにこれは極めて重要な 2 つの命題から導き出された演繹である」(Cours, II, p. 416) といつて 2 つの命題を提出している。

- 1) 所得分布は偶然の結果 (l'effet dre hasard) ではない。
- 2) 最低所得水準を高上させ、あるいは所得の不均等を減少させるためには、富者が人口よりも速かに増加せねばならぬ。

第一命題は「所得分布は單に seulement 偶然のみに依存しない」と言いかえられているが、Gibrat においてはすでに見たように random shock を受けるものと考え、Pareto が偶然性を排除したのは、分布の型が Gauss 分布のやうな吊鐘型に似てないという點に注目したからである。が、偶然性と正規分布とは直接の関係はない。Pareto は分布の型の歪むことを、人の能力と結びつけようとして矛盾におちいつている。能力の分布はむしろ正規型に近い¹²⁾。Gibrat は能力はたしかに重要

な要因の 1 つだが、所得は才能に比例するというよりも、それが所得決定に干渉すると見る。

第二命題は、比例効果の場合には假定としておかれていない。Pareto 公式では A, a, x_0 との間にひとつの關係が存在するために解釋が分れるのに、Gibrat 公式の x_0 (最低所得), a (不均等の逆數), A (平均所得) はそれぞれ獨立したパラメーターである。

最近の研究では、所得分布を決定するものとして次の諸要因が擧げられている¹³⁾。

- 1) 根本要因は生來の素質の差異、環境、財産相続による利益の維持
- 2) 經濟の循環變動の効果
- 3) 現存所得分布を變化させる財政政策の効果

これら經濟的要因の他に demographic な要因 (人口・労働力の年齢・性別構成のやうな) 社會・地理的要因 (都市化の程度や立地など) などが働いている。經濟的要因のうち、景氣變動と財政政策の効果は極めて重要である。

2 所得分布の型の測定

1) Gibrat の高野批評

日本の所得分布について實測を行う前に、Gibrat が高野岩三郎の統計分析を批評している點にふれておく。

高野は 1909 年萬國統計會議において、日本の所得税統計に基づき、1887~98 年の所得分布について次のやうな分析を行っている¹⁴⁾。

所得階層を 3 つに分け、 $\yen 300 \sim 1,000$, $1,000 \sim 10,000$, $10,000$ 以上とする。1890 年に低額層は 88.35% であつたのが 1898 年には 82.98% に減少している。ところが中額層は 11.36% から 16.58% へ、高額層は 0.29% から 0.44% へ上昇している。これは貧者がますます貧乏になってゆき、(低額層の人員はその期間に 102,342 人から 162,050 人へ増大している) すなわち不均等は増大して、高額層はいよいよ豊かになりつつあることを示すと。

このような % のみで分布の不均等を論じる誤謬については、Gibrat は別のところで——すなわち異なつた期間の企業集中度の比較を論じているところで、指摘して

12) H. L. Moore (*op. cit.*, chap IV, Wages and Ability) の着想はガルトンの格差問題 (Galton's Difference Problem) から由來する。

13) G. Garvy, *op. cit.*, p. 39.

14) I. Takano, Etude sur le développement et la répartition du revenu national au Japon, basée sur les statistiques de l'impôt sur le revenu (B. I. I. S. XVIII, I, 410).

10) 増山元三郎「推計學の話」1949, pp. 74—75.

11) Kalecki, *op. cit.*, pp. 169—170.

H. L. Moore (*Laws of Wages*, 1911) は、賃金分布において、最低賃金以上の部分につき、賃金率は能力に比例して定まるという假定をしている點、Gibrat に接近しているが、Gauss 分布をそのまま適用しようとしている點が相違している。しかし彼の最低額の統計學的決定は注目している。また Gibrat 分布では平均は幾何平均となり、その平均を中心に 50% の人員が上下に位することになる。Moore が 50% 人員によつて skilled と unskilled とに區分している點も Gibrat の立論に近い。

いるが、Gibrat は高野の資料に基づき日本の所得分布の不均等指数を次のように計算している。

Table I Répartition du revenu au Japon

Année	N	p	C
1890	115,833	720	138
1898	195,292	680	126
1899	342,721	595	91
1902	580,849	563	91.5
1903	648,976	566	93
1904	700,576	563	94
1905	755,338	562	94.5
1906	827,516	563	94.5
1907	917,079	566	94.5
1908	1,124,594	570	94.5

(N=納税人員, p=平均所得(圓), C=不均等指数)

1899(明治 32)年税制改革によって、第1種(法人所得)、第2種(利子所得)、第3種(その他所得)が制定され、1899年以後は第3種(個人所得)のみを対象とするから、1898以前と1899年以後とに別けて見なければならぬ。1890と1898年との比較において、高野の言うような不均等々の増大はなく、反対に指数138から126へと不均等の減少を示している。税率も最高3%から5%へ上昇している。1902年から1908年にかけてやや不均等が増大しているが、この期間には1902年の日支戦争と1903~06年の日露戦争が含まれている。1899~1908年において分布の激変がなく、景気派動がみられぬのは、この國の社會的安定を示すものと思われる、という Gibrat の感想は、もちろん感想以上のものではない。

%による方法は同一カテゴリーを区内の刻みによって恣意的に決めるにすぎず、たとえ分散が不変でも平均値の變化だけで%が變わりうることを無視している。不均等尺度は階層の刻みから獨立でなければならぬ。

2) ジブラ現象

日本の所得分布の資料は、所得税統計によって1887(明治 20)年から利用できる。が、1887(明治 20)年~1898(31)年までは一般所得税(第1種法人所得、第2種利子所得を含む)であったのが、1899(32)年以後は第3種所得税(個人所得)が対象となる。なお1887(明治 20)年~1902(35)年までは納税人数であり、1903(36)年以後は納税戸数である。納税者中には家族で納税する者を含んでいるから、これを差引いたものを戸主に等しいとし、1戸當りの統計として用いる。

ここに所得とは課税所得であり、その大いさは免税點によって左右される。また所得階層の金額區間の刻みは、

全く數學的根據によるものではなく、單に税率の刻みによるものである。免税點と税率とに變更のあったのは1906(明治 37)年、1907(明治 38)年、1912(大正 2)、1918(大正 7)年、1920(大正 9)年、1926(昭和 1)、1937(昭和 12)、1940(昭和 15)、1944(昭和 19)年であって、戦後もしばしば改訂をうけている¹⁵⁾。しかし、前述のように Gibrat の不均等指数は區間の刻みから獨立である。

1887(明治 20)~1898(31)年においては、最低所得(1.2~1.5千圓)がすでに80%以上を占めて(1889, (明治 22)年, 90.41%)いて低額層の分布が明らかでないが、1899(明治 32)~1912(大正 1)年には最低層(0.3~0.5千圓)が50%以上、1913(大正 2)~1919(18)年では最低額層(0.4~0.5千圓)が30%以上であったが、1920(大正 9)年からはさらに最低額層(0.8~1.0千圓)が

Table II Gibrat Equation

$$z = a \log_{10}(x - x_0) + b$$

	a	x ₀	b	100/a
1897(明30)	1.0984	0.7	1.548	91.04
1902(明35)	1.6124	0.2	1.158	62.02
1907(40)	1.7498	0.2	1.167	57.15
1913(大 2)	1.4133	0.5	1.228	70.76
1918(7)	1.0824	1.2	1.286	92.39
1924(13)	1.2903	1.2	0.465	77.50
1926(昭 1)	1.4841	1.2	0.605	57.13
1927(2)	1.3402	1.2	0.408	74.62
1928(3)	1.2282	1.2	0.610	81.42
1929(4)	1.2593	1.2	0.581	79.94
1930(5)	1.2618	1.2	0.582	79.25
1931(6)	1.2744	1.2	0.598	78.47
1932(7)	1.2935	1.2	0.604	77.31
1933(8)	1.3706	1.2	0.403	72.96
1934(9)	1.2527	1.2	0.600	79.83
1935(10)	1.2493	1.2	0.593	80.05
1936(11)	1.2563	1.2	0.581	79.60
1937(12)	1.2146	1.2	0.572	82.33
1938(13)	1.2734	1.2	0.544	78.15
1939(14)	1.2059	1.0	0.571	82.93
1940(15)	1.2797	8.0	0.231	78.15
1941(16)	1.3549	8.0	0.314	73.81
1942(17)	1.3231	5.0	0.546	75.58
1943(18)	1.3032	5.0	0.139	76.73
1944(19)	1.2938	5.0	0.234	77.29
1945(20)	1.2624	5.0	0.354	79.21

15) 勝正憲「日本税制改革史」昭和 13 年、大藏省主税局「昭和の税制改正」昭和 27 年。

Fig 1 Gibrat Phenomenon, 1902

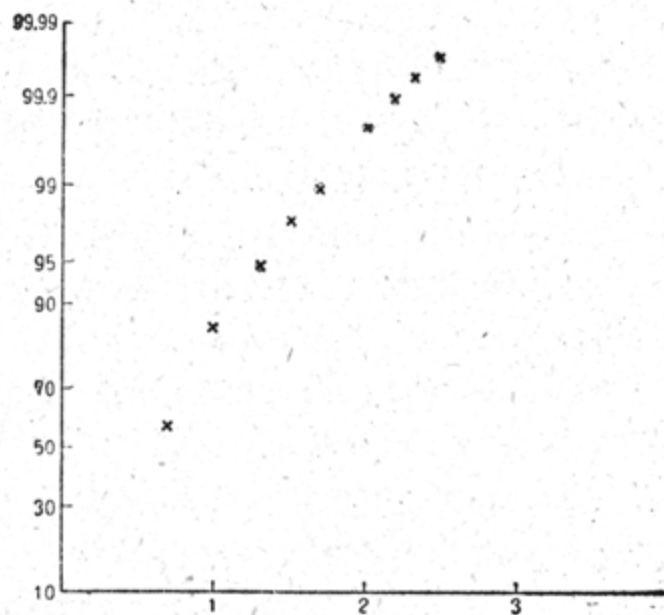


Fig. 4 Gibrat Phenomenon, 1918

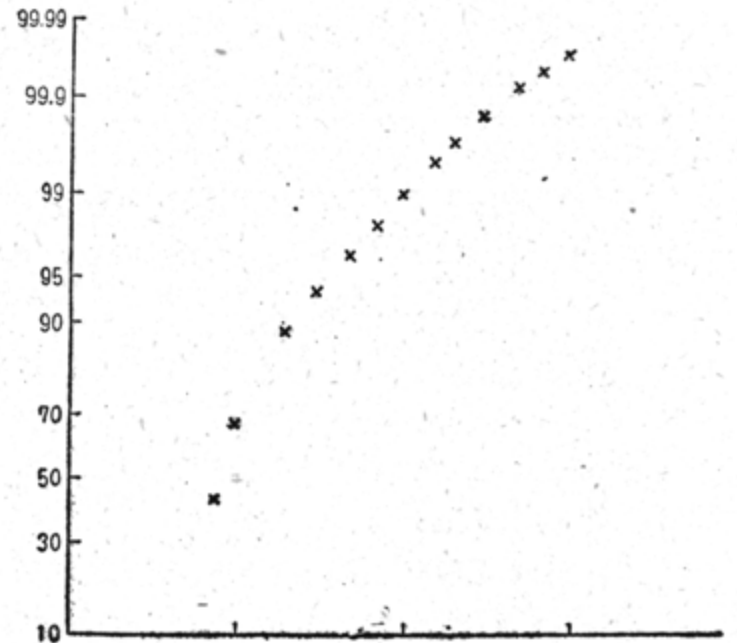


Fig. 2 Gibrat Phenomenon, 1907

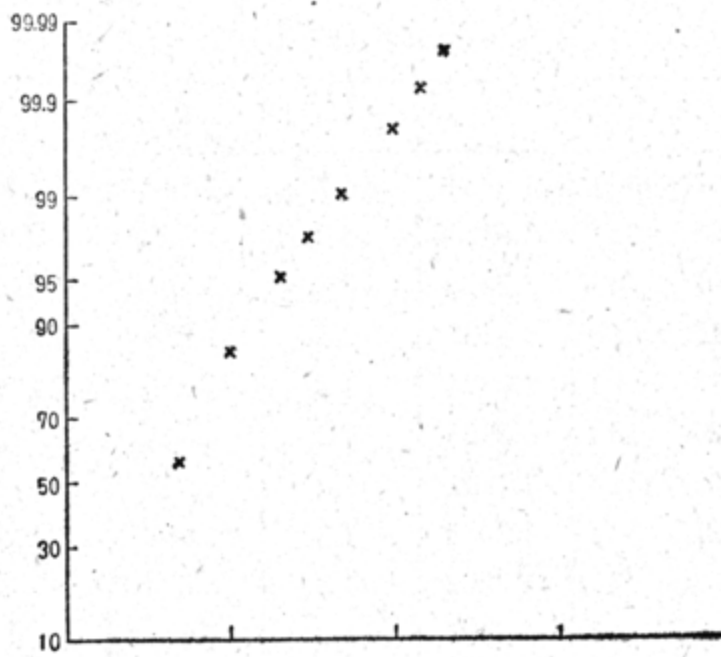


Fig. 5 Gibrat Phenomenon, 1927

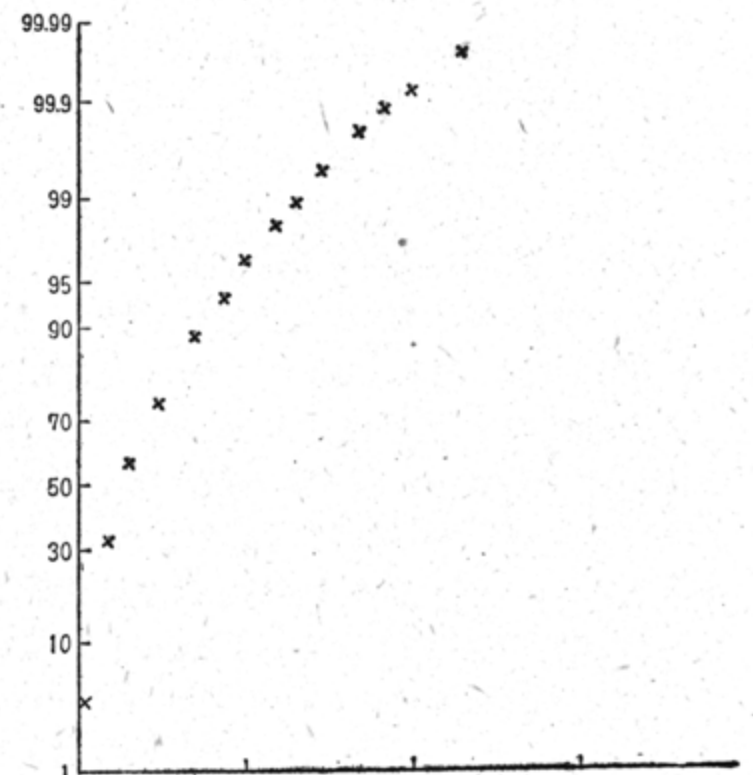


Fig. 3 Gibrat Phenomenon, 1913

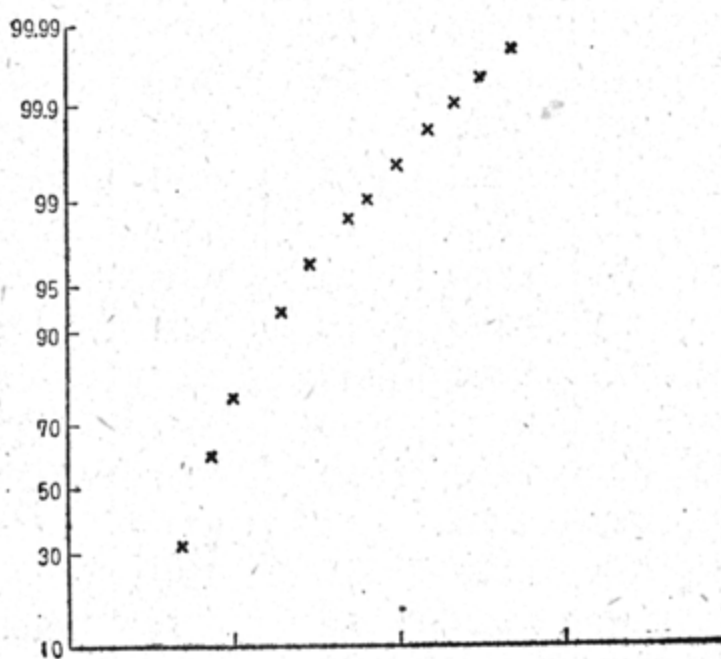


Fig. 6 Gibrat Phenomenon, 1933

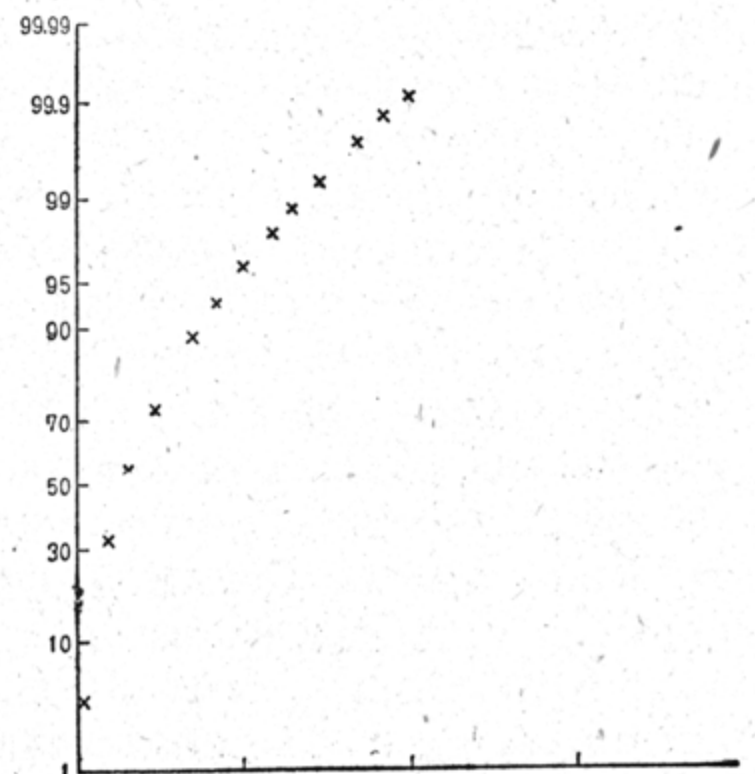


Table III Frequency Distribution of Income

1,000 yen	1897 (明治30)	1,000 yen	1902 (明治35)	1907 (" 40)	1,000 yen	1913 (大正 2)	1918 (" 7)
0.3~1.0	83.42	0.3~0.5	56.73	57.61	0.4~0.5	33.20	
1.0~10.0	99.55	0.5~1.0	84.82	85.47	0.5~0.7	60.75	43.68
10.0~20.0	99.85	1.0~2.0	94.86	95.08	0.7~1.0	77.72	67.55
20.0~30.0	99.913	2.0~3.0	97.44	97.55	1.0~2.0	92.52	88.05
30.0以上	99.999	3.0~5.0	98.99	99.05	2.0~3.0	96.16	93.44
		5.0~10.0	99.74	99.77	3.0~5.0	98.44	96.97
		10.0~15.0	99.89	99.923	5.0~7.0	99.16	98.22
		15.0~20.0	99.941	99.974	7.0~10.0	99.57	99.00
		20.0~30.0	99.973	99.999	10.0~15.0	99.81	99.47
		30.0~50.0	99.990		15.0~20.0	99.895	99.67
		50.0~100.0	99.998		20.0~30.0	99.955	99.82
		100.0以上	99.999		30.0~50.0	99.984	99.918
					50.0~70.0	99.991	99.948
					70.0~100.0	99.995	99.969
					100.0以上	99.997	100~200
						99.996	99.986
							200以上
1,000 yen	1924 (大正13)	1,000 yen	1927 (昭和 2)	1933 (" 8)	1,000 yen	1938 (" 13)	
0.8~1.0	3.06	1.2	3.90	4.10	1.0	3.02	
1.0~1.5	33.04	1.5	33.24	32.72	1.2	25.03	
1.5~2.0	63.55	2.0	56.69	56.34	1.5	46.33	
2.0~3.0	75.89	3.0	74.48	74.40	2.0	64.34	
3.0~5.0	86.51	5.0	88.63	88.94	3.0	77.77	
5.0~7.0	93.93	7.0	93.28	93.57	5.0	89.58	
7.0~10.0	96.38	10.0	96.20	96.45	7.0	93.68	
10.0~15.0	97.97	15.0	97.97	98.12	10.0	96.37	
15.0~20.0	98.93	20.0	98.72	98.84	15.0	98.00	
20.0~30.0	99.32	30.0	99.33	99.40	20.0	98.72	
30.0~50.0	99.64	50.0	99.71	99.73	30.0	99.33	
50.0~70.0	99.845	70.0	99.83	99.85	50.0	99.69	
70.0~100.0	99.911	100.0	99.91	99.92	70.0	99.81	
100.0~200.0	99.949	200.0	99.967	99.974	100.0	99.89	
200.0~500.0	99.981	500.0	99.988	99.991	150.0	99.939	
500.0~1,000.0	99.992	1,000.0	99.992	99.993	200.0	99.963	
1,000.0~2,000.0	99.993	2,000.0	99.993	99.994	300.0	99.979	
2,000.0~3,000.0		3,000.0			500.0	99.988	
3,000.0~4,000.0		4,000.0			700.0	99.999	
		4,000.0以上			1,000.0		
					2,000.0		
					3,000.0		
					4,000.0		
					4,000.0以上		

2%以上の者まで出て、1926（昭和1）年以降は最低額層（1.2~1.5千圓）が3%以上となっている。すなわち1920年以降は低額層の分布が明らかになりつつある。しかし、このような低額層については、Gibrat分布は x_0 を考慮にいれなければ十分にはあてはまらない。しかしこの修正をほどこせば、Gibrat現象は日本の所得分布において支配的である。

確率紙上に點描した第1~6圖は、いずれも修正項 x_0 を差引かぬ前の原資料からの作圖である。

修正項 x_0 を考慮して、 $z = a \log_{10}(x - x_0) + b$ を各年について計算すれば、不均等指數(100/a)を得る。その一斑を摘録すれば、第II表のようである。(第7圖)

昭和以前は1907(40年)は日露戦役、1913(大2)は第1次大戦直前、1918(大7)は同大戦終結、1924(大13)は震災後の状態を摘録したものである。昭和以後の分布の變動は次節の變動係數において分析する。

3) 變動係數

Gibratの不均等指數は分散(標準偏差)すなわち、分布の幅をもって示す方法である。所得分布の場合には、分散の増大は低額層と高額層との間の幅の増大であるが、それは主として高額層の増大、すなわち不均等化を意味すると考えられる。しかし、分布の特質を示すものとして標準偏差ばかりでなく、それと平均値との関係、すなわち變動係數に注目すべきであろう。そしてGibrat方程式の b はまさに變動係數の逆數に相當する。したがって同方程式の a のみならず、 b にも注目を要するわけである。およそ經濟厚生にとっては、平均の上昇とともに分散の減退(分配の公平)が望ましい。すなわち變動係數はこの厚生の尺度となりうるものである。そして日本の所得分布は、平均(納税戸數戸1人當り)は漸次上昇してその變化は鈍いのに、標準偏差の方は甚しく變動しているからである。

多くの系列においては平均値と標準偏差とは同時に變化する傾向がある。若し兩者に對應關係があれば、經濟學的には所得分布を決定する重要な要因は景氣變動だということになる。 b の動向は前節で示したから、對數をとらず元のままの平均値(m)と標準偏差(s)を算出して見よう。感度が一層高いからである。これとGibrat式の a とは一定の關係がある¹⁶⁾。Gibrat現象の場合には金額階層と人員との關係であったのが、こんどは所得

金額と人員とを用いる。

稅統計による1人(1戸)當り平均所得を見れば、それはtrendとしては漸次に増大し續けているが、殆んど物價の變動と對應している。それが低落したのは1899(明32)~1902(35)年、1910(43~1911(44)年、1915(大4)年、1924(大13)年、1930(昭5)~1932(昭7)年、1938(昭13)年である。

これをさらに詳細に見れば、第IV表に示すごとく、1899(明32)年の595.6圓から1915(大正4)年899.8圓までは極めて徐々に増加をつづけている、第1次大戦による好況によって1916年以後急激な物價上昇があったが、1916年1,011.5圓から1939(昭14)年3,249.2まで、前述のような低落期を含むが變動はさほどはげしくない。1941(昭16)年~1945(20)年の戦時中の低落と、1945~1950年に至る戦後インフレ過程はこの1戸當り所得にも強く反映している。

これは貨幣所得の變動であるが、日本の景氣變動は主として戦争と天災、そして世界的不況に起因している。戦争の端初のブームと戦後の不況傾向とが第2次世界戦前の一般的傾向であった。

しかるに標準偏差の變動は平均所得の變動よりもさらに甚しい。これによって景氣變動と所得分布との關係について、戦時中のインフレ過程においては所得分布が不均等化し、戦後のデフレ状態では所得分布は均等化すると推定される。注意すべきは、變動係數は價格からも、その單位からも獨立であって、この點からも理想的な指數である。1887(明20)年以降の變動係數とその圖は第IV表と第8圖のようである。

これによれば日本の所得分布は1887(明治20)~1907(30)年まで戦争と物價上昇により、またこの期間は法人所得と利子所得を含むために比較的不均等であったのに、1908(31)年以降急激に均等化し、1913(37)年戦争によって上昇し、1907(40)年に至って低落をはじめ、

Fig. 7 - Indice d' inégalité 不均等指數 $\left(\frac{100}{a}\right)$ (1927~1945)



16) $Z = \log X$ が正規型をなすとき、 X, Z の平均、分數をそれぞれ $\mu, \sigma^2; m, s^2$ とすれば、

$$V_z = \frac{\sigma}{\mu}$$

$$s^2 = \log((V_z^2 + 1))$$

Table IV Coefficient of Variation
of Income in Japan (1887—1950)

	income per capita (m) [yen]	standard deviation (s) [yen]	coefficient of variation (s/m)	average propensity to consume
1887(明20)	677.8	1,683	2.482	0.928
1888(21)	579.6	1,609	2.774	0.929
1889(22)	682.1	1,913	3.805	0.875
1890(23)	702.3	1,974	2.812	0.931
1891(24)	707.7	2,130	3.009	0.911
1892(25)	712.7	1,991	2.792	0.852
1893(26)	735.9	1,980	2.690	0.898
1894(27)	769.1	1,976	2.570	0.928
1895(28)	798.3	2,143	2.685	0.937
1896(29)	842.8	2,294	2.722	0.869
1897(30)	854.8	2,444	2.861	0.821
1898(31)	862.7	2,126	2.464	0.856
1899(32)	595.6	1,011.7	1.697	0.767
1900(33)	587.1	1,148.0	1.956	0.616
1901(34)	570.2	1,070.3	1.878	0.784
1902(35)	561.6	934.4	1.664	0.838
1903(36)	722.4	1,483.5	2.054	0.706
1904(37)	727.9	1,523.8	2.094	0.873
1905(38)	731.2	1,571.7	2.150	0.847
1906(39)	730.3	1,543.7	2.114	0.815
1907(40)	739.6	1,467.7	1.984	0.805
1908(41)	744.3	1,489.9	2.002	0.786
1909(42)	741.3	1,427.4	1.926	0.840
1910(43)	736.6	1,381.1	1.875	0.777
1911(44)	734.2	1,353.8	1.844	0.851
1912(大 1)	755.2	1,433.6	1.898	0.816
1913(2)	894.8	1,559.1	1.742	0.846
1914(3)	911.3	1,813.1	1.990	0.968
1915(4)	885.0	1,783.9	2.216	0.918
1916(5)	899.8	2,180.6	2.423	0.939
1917(6)	1,011.5	3,700.0	3.658	0.505
1918(7)	1,306.1	5,016.3	3.841	0.726
1919(8)	1,361.7	4,426.1	3.250	0.560
1920(9)	1,883.6	4,782.8	2.539	0.617
1921(10)	2,154.1	5,768.0	2.678	0.668
1922(11)	2,204.2	6,120.9	2.777	0.713
1923(12)	2,228.3	6,603.5	2.963	0.801
1924(13)	2,182.3	5,956.7	2.729	0.739
1925(14)	2,199.8	7,060.6	3.209	0.715
1926(昭 1)	3,159.5	9,125.3	2.916	0.753
1927(2)	3,285.4	10,720.5	3.263	0.751
1928(3)	3,329.3	9,609.5	2.887	0.711
1929(4)	3,376.8	10,447.9	3.094	0.769
1930(5)	3,343.4	10,545.8	3.154	0.880

1931(昭 6)	3,238.8	9,534.0	2.944	0.897
1932(7)	3,130.1	8,088.4	2.584	0.872
1933(8)	3,208.0	8,553.1	2.666	0.876
1934(9)	3,294.6	11,110.2	3.372	0.882
1935(10)	3,331.3	9,937.7	2.983	0.853
1936(11)	3,393.8	11,195.1	3.298	0.861
1937(12)	3,585.3	14,869.1	4.148	0.813
1938(13)	3,113.8	15,754.1	4.686	0.763
1939(14)	3,249.2	14,072.3	4.311	0.752
1940(15)	^[1000yen] 14.442	36.523	2.5289	0.785
1941(16)	13.881	33.357	2.4030	0.701
1942(17)	8.477	19.600	2.3121	0.665
1943(18)	8.039	18.169	2.2601	0.627
1944(19)	7.355	16.111	2.1904	0.566
1945(20)	6.942	15.901	2.2905	
1946(21)	18.501	21.715	1.1737	
1947(22)	42.487	51.453	1.2110	
1948(23)	93.146	104.060	1.1171	
1949(24)	127.140	118.376	0.9310	
1950(25)	^{million yen} 0.15171	0.16905	1.1142	

この傾向は 1913 (大正 2) 年まで続いている。1914 (大 3) 年以降、第 1 次大戦の影響は大きく日本経済に影響し、1918 (大 7) 年は、変動係数において極めて高い値を示している。戦争ブームによる所得の不均等化を示すものである。その後は所得分布は派動しながらも比較的均等化の方へ向い、1930 (昭 5) 年世界不況の影響はここにも反映して 1932 年に低位を示している。1937 年日支事變によって再び急激に不均等化し、変動係数の最高値を示している点が注目される。戦後の所得分布が 1945 (昭 24) 年まで均等化へ向ったことも変動係数によって明らかである。第 2 次戦争中と戦後の様相は異常であって、変動係数は戦争によってかえって下落しその戦争が日本経済に及ぼす影響が従来戦争と全く異なることを明らかに示している。

平均所得の変動 (m) と分布の動き (s) とは、必ずしも完全には相関しない。景気変動あるいは物價変動は必ずしも所得分布決定の唯一の原因ではない。しかし主要な要因であることが明らかである。

4) 所得分布と消費性向

所得分布を決定する要因は多様である。しかし所得分布が及ぼす影響は、主として需要函数や消費函数に表われると推定される。消費函数の変化を考えるには、単に税込所得ではなく可処分所得の分布の状態を知らなければならぬ。甚だ残念なことは、可処分所得 (税引所得 + 移轉給付) の階層別分布を知りうる資料はない。

さらに、所得階層に對應する階層別支出分布の資 が

Fig. 8 Coefficient of Variation (1887—1950)
(Personal Income in Japan)

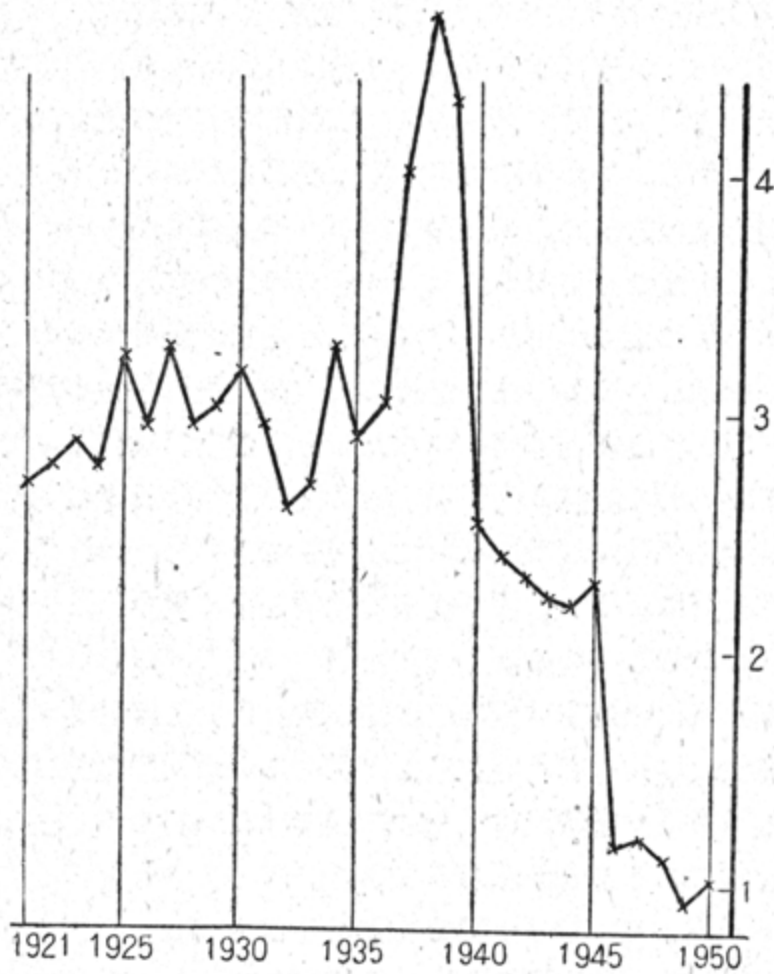


Fig. 9 Coefficient of Variation and Consumption ratio (1912 [1]~1925 [14])

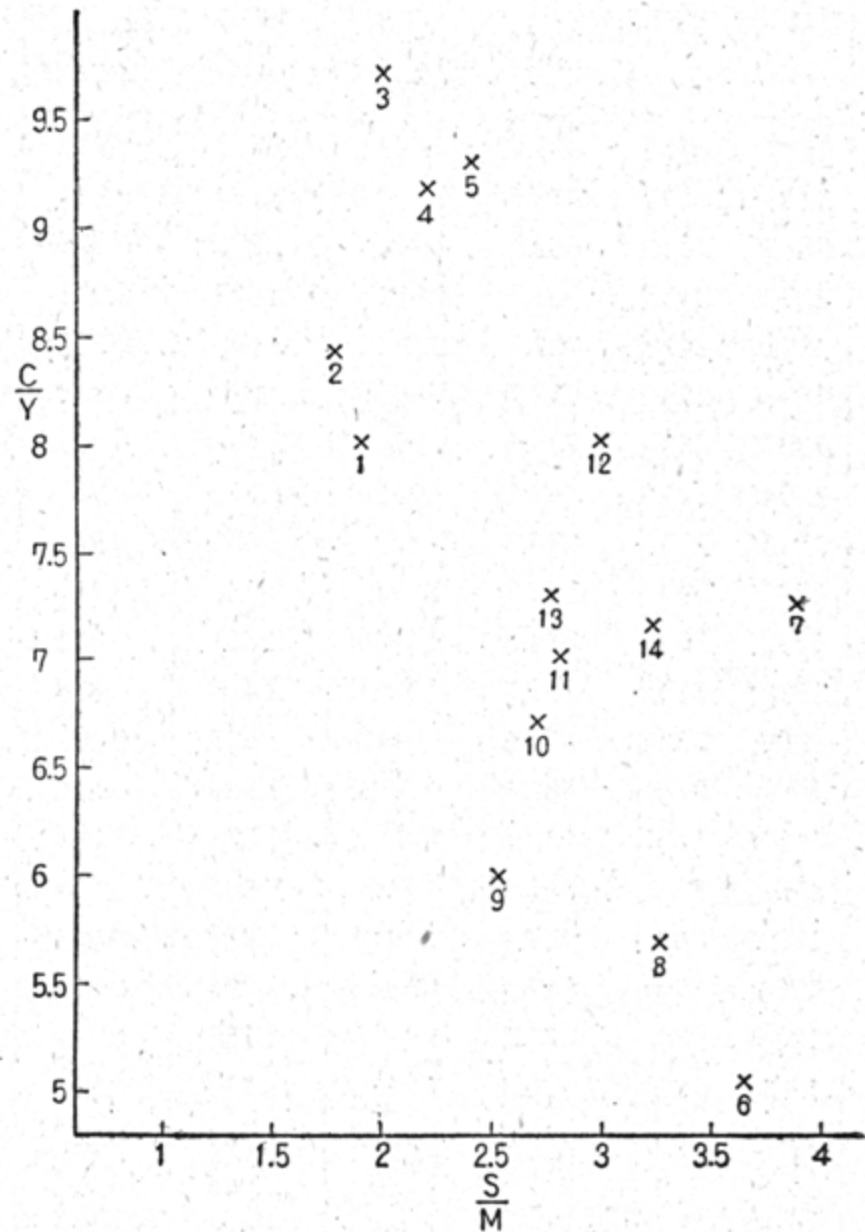
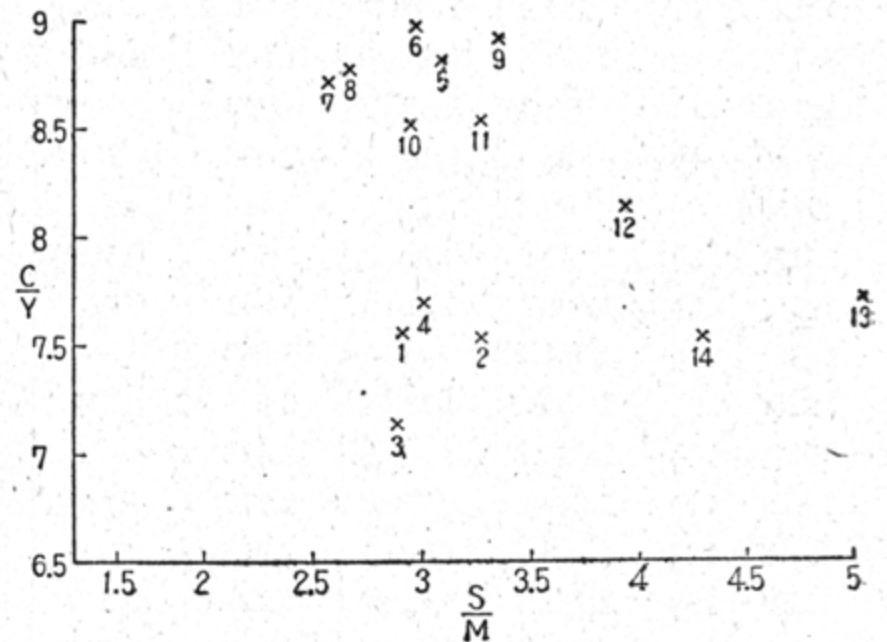


Fig. 10

(1926 [1]~1939 [14])



ない。1925 (昭和 1)~1937 (昭和 12) 年まで免税點が 1,200 圓であったから、日本の家計調査は殆んど免税點以下の資料であり、戦後の C. P. S. は支出のみで所得階層が對應していない。

可處分所得の分布の均等化は消費性向の上昇となって

表われると假定すれば、兩者に負の關係があるはずである。可處分所得の分布を缺くから、税込所得の變動係數と平均消費性向 (分配國民所得と消費支出との比) との相關圖を作れば 9, 10 圖のようである。これが十分に直線にならぬのは、所得が可處分所得でなく、平均消費性

向の計数が正確でなく統計上の誤差が多いためか、あるいは可処分所得の分布と消費性向とが直接の関係がないのか、所得と消費との間に時差があるのかいずれかである。しかし、ほぼ負の相関を示すように見える。ただし、経済関係に相関係数が多く用いられるが、相関係数は必ずしも基本的な経済関係を示すとは限らない。また消費が所得水準のみの函数であるという假定についてはすでに多くの吟味がある。所得分布の状態が階層別費支出にいかなる影響を及ぼすかという問題については、理論も資料もともに貧困なことを痛感せざるをえない。Gibratの言葉をかりれば、まことに、*La réalité est très éloignée, qui' importe!* (p. 75)

(高橋長太郎)

II 勤労者世帯所得のジブラ分布

1 目的と資料

以下に扱うのは戦后における我國都市勤労者世帯の所得分布である。前と同様ジブラ函数のあてはめを中心とするものであるが、資料としては総理府統計局による消費實態調査中の全都市勤労者世帯(全調査世帯の約半数)に関する實収入階級別の世帯数並に平均實収入を用いることにした。

したがって以下にあらわれる所得分布は、前の税務統計によるものと異なり、世帯實収入分布である。税務統計による1戸当り所得の場合にも1戸當中に2人以上の所得者を含むわけではあるが、その所得はすべて課税所得の基礎として扱われたものに限定されていた。しかるに世帯實収入の場合には課税所得の算定基礎から洩れた部分についても悉く合算されているはずであるから、結局世帯實収入をとりあげることは免税点以下の小所得者の分その他までを含んだ文字通り實収入の世帯的合計を問うことにほかならぬから、消費・貯蓄など家計から發する各経済現象との見合いは、税務統計資料の1戸あたり所得よりも一屬直接的であるものと考えられる。但し資料の関係上、都市勤労者世帯に限られるのは残念であるが、しかしこれによって全所得分布中の比較的低位部分の一面が明かになれば、それだけの意義は充分あるものと思われる。以上の意味を含ませつつ以下略式にこれを世帯所得分布と呼ぼう。

さて消費實態調査の實収入階級別世帯数の分布によって果して全国的な都市勤労者世帯の所得分布が考察出来るか否かについては、そもそも消費實態調査の標本世帯抽出に當って特に所得の大きさによる層別その他の考慮は何も拂われていないので、結果として現われた標本世帯の所得分布は原則的には母集團の所得分布を標本的に

あらわしうるものと受けとることが出来る。但し調査から除かれる世帯として、下宿屋・寄宿舍・単身世帯・まかない付き同居人のいる世帯・長期療養者のいる世帯などが母集團そのものからあらかじめ落とされている點は標本による勤労者世帯所得分布に或る限定を與えることとはなるものの、しかし全體中のその割合は微小なものとして無視することも出来なくはない。

このように原則上は標本的に世帯所得分布を推定させるものと認めた上で、次の問題は標本の大きさである。毎月の調査世帯は全都市計で勤労者世帯約2,000であるが、これを所得階級別に分類すると分布の両端には50以下の世帯数もあらわれるので、毎月の結果から分布を推定するのは若干危険を伴うものと見られる。そのためここでは分布各項の標本数を増大させる手段として、月別の所得階級別結果をそのまま年に総合して年所得分布を推定することとした。この點は税務統計から出發する場合とも一致して一層好都合である。ただこの年総合の仕方には勿論幾つかの問題點がある。第1に最初ある所得階級に屬した世帯が後の月には別の所得階級に移動してゆく點である。したがって1ヵ年の合算を行うときは本来個々の世帯の所得變化を個體的に追求してその合算を行った上、階級別分布を組むべきである。この點は原資料からの再集計に待たねばならぬが、ここでは歴年1ヵ年中は世帯所得階級(2000圓刻み)の移動を見ないものと假定して、毎月の階級毎の世帯数を單純に合算して年計を求め、恰も12ヵ月の標本をある月に一度に抽出したかの如くに取扱った。勿論この合算世帯数に見合せる所得額の方は毎月の階級別平均實収入から世帯数ウェイトによる加重算術平均を用いて求めたのであるが、その際物價の變動を除去する考慮は敢えて行わなかった。支出ではなく収入(殊に勤労収入を主とする)であるから、1年間だけは物價スライドなきものとも考えることも許しえない假定ではない上に、扱った期間の實際の消費者物價は大體に年内横這いと見ても差支えないと判断したからである¹⁾。

以上のような年平均の世帯所得分布を昭和25年、26年、27年の3ヵ年につき求めた結果が第1表である。

このうち昭和25年分については9月以降の4ヵ月分しか階級別表示のデータがないので、これを年平均數字

1) 原資料として総理府統計局編「消費者價格調査年報」(昭和25年分)、「消費實態調査年報」(昭和26年および昭和27年分)を用いたが、この年報形式の發表の中にも、本文に述べた理由による困難を伴うためか、年合算の表はなく、ここで毎月分からの合算を新たに行ったのである。