

戦前期日本の所得分布の変動とその要因*

—農家世帯を中心として—

寺 崎 康 博

1. 問題の所在

本稿は戦前期日本の農家を中心とした所得分布を推計し、その変動の型および変動をもたらす要因を実証的に明らかにすることを目的とする。分析の中心となる資料は『農家経済調査』であるが、公表されている統計表からは所得の人的分配、すなわち所得の規模分布を直接求めることはできない。ここではその経営耕地面積別データを基礎にいくつかの推計作業を行い、その結果に基づいて検討を行うことにする。

戦後の高度成長とそれともなう所得分布の変動傾向とその要因については溝口・高山・寺崎[1]、Mizoguchi, Takayama[2]、Wada[3]等によりほぼ明らかにされたと考えられる。一方、戦前期については資料の制約が大きくその取組みは始まったばかりといえる。資料の問題とこれまでに行われた分析については別のところで論じたので(寺崎[4])ここでは再論を控え、本稿と関係する次の3点のみを指摘しておく。第1点は、戦前期の日本の所得分布の変動傾向を明らかにすることの意義についてである。一般に所得格差の拡大、縮小の背後には景気変動や天候の不良等の短期的な要因と、経済の成長ともなう生じる構造変化に起因する長期的な要因の2つを想定すること

ができる。このうち後者を実証的に明らかにする作業は特に1970年代以後では所得分配の重要な関心事の1つであった¹⁾。そのよりどころとなったのはKuznetsの国家間を中心とする研究から生まれた「所得の不平等は経済発展の過程で変動し、発展の初期では不平等化が進行し、ある程度の安定期を経た後やがて平等化が始まる」という今日ではクズネッツ仮説と呼ばれる主張である(溝口・寺崎[5])。これは本来1国の所得格差の長期的変動傾向について言及したものであるが、資料が不足しているため研究が存在するのはいくつかの国に限られている²⁾。欧米諸国と比べるとかなり低い所得水準から近代経済成長が始まり、しかもかなり速いスピードで成長してきた日本の経験を明らかにすることは現代の多くの発展途上国にとって分配面の政策を考える上で貴重であろう。

第2点は、これまでの研究では農家間の所得格差にはあまり明確な変動傾向が見られないことである。従って、変動要因の検討も必ずしも十分とは言えない。これは後述するように自作、小作間の所得格差を基礎に議論されてきたことによる。本稿は耕作面積規模別統計から再検討を加えるものである。もう1点は戦前期の所得分布を議論する場合の要点は低所得層までカバーした包括的な分布をいかに推計するかということである。現在のところ2つの接近法が試みられている。1つは地方税の1つであった『戸数割』統計を利用するもので、南[6]等による研究が進んでいる³⁾。も

* 本稿は一橋大学経済研究所内で開催されている経済発展研究会(1985年10月)で報告したものに加筆、訂正を行ったものである。研究会の席上参加者の方々から貴重なコメント、示唆を受けた。ここに記して感謝したい。言うまでもなく、存在するかもしれない誤謬は筆者個人に帰するものである。なお、データ処理は一橋大学経済研究所所有の電子計算機 HITAC-M 240 D, および長崎大学情報処理センターの FACOM-M 360 を利用して行った。

1) 展望論文を含めて数多くの研究が行われ、それらを整理した文献表もいくつか存在するが、C. R. Frank & R. C. Webb [16] にその一例を見ることができ。

2) イギリスやアメリカ等に関する研究がある。文献については寺崎[4, 25頁]。

う1つは家計調査等に基礎を置くもので本稿もその1つに数えられる。後者の接近法の特長は自家消費等の所得換算の方法がはっきりしているため明確な所得概念に基づいた分析が可能になることである。この点は計測の枠組みと関係するので次節で触れる。

以下、次の順序で議論する。まず、次節では分析の準備として不平等の計測に関する前提事項について述べる。3節では農家の所得分布を推計し、その評価と解釈をめぐる議論を展開する。4節では農家・非農家所得格差および非農家の所得分布について検討し全体の変動傾向を推論する。

2. 格差の計測方法

所得分布の計測を行う場合に重要なことは(1)所得の受取主体の単位、(2)所得の受取主体の範囲および(3)所得の定義に注意を払っておくことである。ここでは受取主体の単位として家計(世帯)を考え、所得の定義としては国民経済計算の概念に基づくものを基礎とする。これらのことを考慮して、『長期経済統計』に基づいて推定された Otsuki-Takamatsu [7] による家計数(戸数)と家計所得系列を全体の枠組みを規定するものとして定める(O-T 推計と略称する)⁴⁾。

受取主体の範囲としては全国全世帯を想定するが、農家と非農家の2グループに分割する。資料の制約から農家世帯を中心に検討する。家計全体の不平等度は分解可能な不平等尺度を用いると一般に

$$I_T = f(I_B, w_F \times I_F, w_N \times I_N)$$

と表すことができる。ここで、 I_T は家計全体に関する所得不平等度、 w_F, w_N はそれぞれ農家、非農家のウェイト、 I_F, I_N は農家、非農家に関する所得不平等度、 I_B は農家、非農家間の不平等度を意味する。 f は任意の関数とする。タイル係数はこのような尺度の一例である。ウェイトは一般に

は尺度の選択に依存して決まるが、家計の構成比とか所得の構成比を想起すればよい。従って、全体の不平等度は

- 1) 農家, 非農家間の所得格差 (I_B に反映)
 - 2) 農家, あるいは非農家のウェイト
 - 3) 農家, 非農家それぞれの不平等度 (I_F, I_N)
- で説明できることになる。

3. 農家の所得分布

3.1 資料と推計法

本稿では経営耕地面積階層を基礎に次のようにして所得分布を推計する。まず、経営耕地面積規模別農家戸数を『農林省統計表』からとる。O-T 推計はこれに若干の修正を加えたものなのでほとんど違いはない。各階層の平均所得は農林省による『農家経済調査』の経営耕地面積規模別農家所得を基礎にする。このデータは戦後に行われた再集計から得ることができる(農林省統計部編 [8], 以下『累年統計表』と略記する)。時系列変化を見る上で重要なのは調査方法の変更である。1940年までについて調査の概要を整理すると次の様になる。

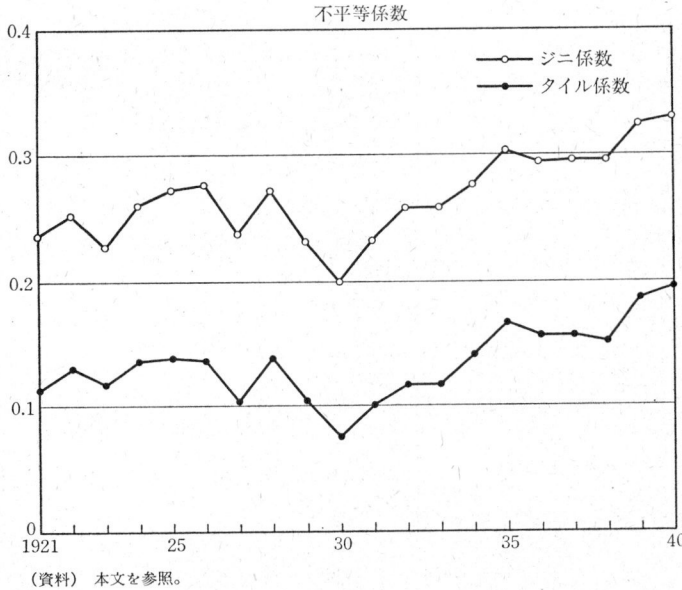
年次	1921-23	1924-30	1931-41
集計戸数	100-130 戸	170-230 戸	280-340 戸
調査範囲	1府20県 各府県3ヵ村	全 国 同左に新たな 各道府県2ヵ 村	全 国 原則として各 道府県1ヵ村
調査農家の 階層分類	自小作別	自小作別	自小作別, 経営規模別

すなわち、1930年までの調査では「標準的」とされて選定された町村それぞれからその地方を代表する中庸的な農家(経営耕地1.6ha内外)について自作、自小作、および小作の3戸を選んでいる。1931年以後の調査では原則として同一町村から自作、自小作、小作のそれぞれについて標準規模の経営耕地を持つもの(当該町村の平均の7割から15割の間)と小規模の経営耕地を持つもの(当該町村の平均の7割以下)の計6戸を選ぶ。従って、零細規模と大規模農家は除外されることに

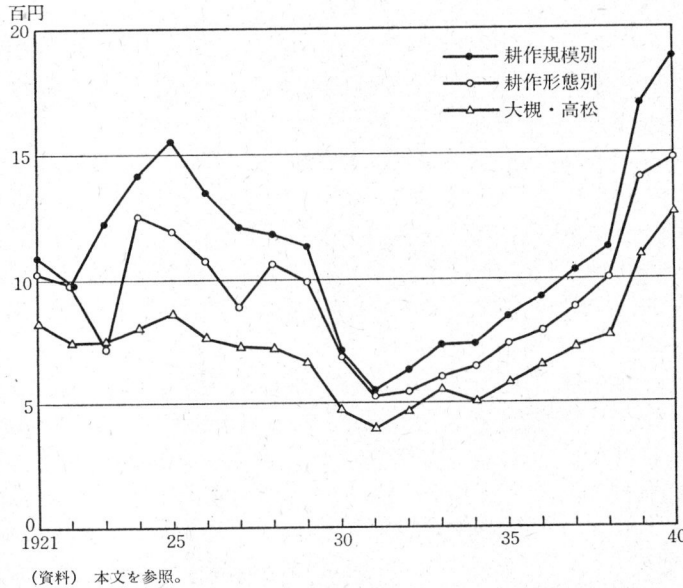
3) 南 [6, 326-327 頁] にはその研究の一端が披露されている。現在も作業が進展中であり、これ以上の言及は控えることにする。

4) この点に関しては戸数割統計から全家計の所得分布を推計する試みには問題が残されている。

第1図 農家の所得分布の推移



第2図 推計法による平均所得の相違, 農家



なる。また、1930年以前の調査については規模別統計は不安定になる可能性がある。しかし、実際に選ばれた農家の経営耕地規模にはばらつきがあり、『累年統計表』では0.5-1.0ha、1.0-1.5ha、1.5-2.0haおよび2.0ha以上の4階層別に調査結果を再整理している。これを各経営規模を代表とするものとみなすことにより各経営規模の農家平均

所得がわかる。この調査は標本調査ではないので偏りを持つと言われるが、本稿では階層別の平均値のみを利用するので偏りを回避することができる⁵⁾。

ところが、農家戸数を掲載する『農林省統計表』では0.5ha未満、0.5-1.0ha、1.0-2.0ha、2.0-3.0ha、3.0-5.0ha、および5.0ha以上という経営規模階層になっているため、零細規模と大規模農家の所得データが不足することになる。以下では2.0ha以上の平均耕作面積が約2.5haになることから、この階層の農家平均所得を2.0-3.0haの農家に相当するとみなし、これ以上の規模のものについては規模に比例させて所得を算定した⁶⁾。一方、0.5ha未満についても規模に比例させるとO-T推計の最低所得(農業労働者家計所得に対応)とほぼ同じになるので後者の値をとった。

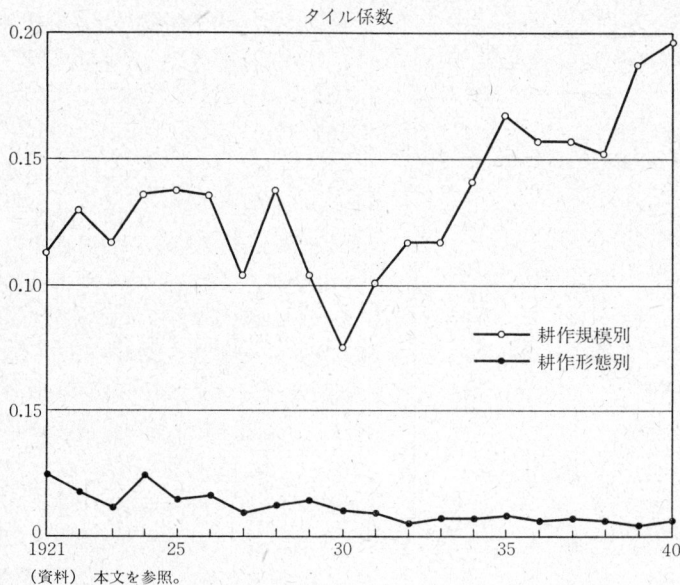
3.2 推計結果とその評価

以上の手続きにより計測した不平等尺度の変動を第1図に示す。尺度としてはよく利用されるジニ係数と分解可能なタイル係数を採用した。およその傾向として1920年代には大きな変化は見られず、1930年代に入って不平等化が進行していることを読み取ることができよう。この結果はOno-Watanabe[9](以下、O-Wと略記)、Otsuki-Takamatsuによる推論といくぶん異なっている。特に、

5) 大内[17, 54頁]では米作農家が多いこと、また統計表の平均値は上層に偏っていること等が議論されている。本稿では農林省統計表の農家戸数を利用して新たに農家平均を推計している。

6) 5ha以上を耕作する農家の大部分は北海道にあり、また3ないし5haを耕作する農家の各々3分の1づつは北海道と東北地方の農家であるため、ほぼ米作を中心とした穀物生産を行っていたと考えられよ

第3図 推計法による不平等度の相違



前者は同じ農家経済調査を利用しているが、自作・小作別という経営形態の異なる農家の比較を基礎としている。

ここで、このような相違を説明するために推計結果の評価を行っておくことにする。先に述べたように農家経済調査は平均よりも上層の農家が選定されていると言われるが、経営規模別の値を取ることによりある程度その影響を取り除くことができるはずである。本稿が基礎とするO-T推計と比較すると次のようになる。第2図に農家1戸当たりの平均所得が示されている。明らかに、規模別データから計算しても、形態別データから計算しても農家経済調査は過大に所得を推定する。しかし、形態別データから計算した平均所得の方は乖離の程度は大きい。すなわち、形態別データの方が上方バイアスの影響が大きくでている。これは言うまでもなく所得規模の決定に当たっては経営形態より経営規模の方が説明力が高いことを意味する。

第3図に経営形態間と経営規模間の所得不平等尺度の変動を示すが、両者はやや異なった動きを

う。しかし、この調査は耕作農家を対象にしているため規模に比例させると小作料が過小に評価される傾向はある。

見せている。特に、1930年代では経営形態間の格差が縮小気味なのに対し、経営規模間の格差は明瞭な拡大傾向を示している。前者はO-Wによる推論を裏付けている。それでは所得の規模別分布の指標としてどちらが適当であろうか。稲作中心の日本の農家では農業収入は経営規模にほぼ比例すると考えてよからう。しかも、平均で農業収入の農家収入に占める割合は80%を超える。さらに、平均所得のバイアスも小さい。以上を考慮すると経営規模別データの方が所得の規模分布をよりよく反映すると判断できよう。

3.3 結果の解釈

次に、1920年代はあまり変化せず、1930年代に不平等化した農家の所得分布の変動パターンはどのような要因によって説明できるのであろうか。農地改革のような制度の大変革を別とすれば、経済発展の過程で農家の所得分布に影響を与えるものとして

- (1) 近代生産技術の普及
- (2) 農業の商業化
- (3) 農業経営の多様化

が考えられている。これらが所得分布にどのようなインパクトを与えたのかを検討していくことにしよう。

まず、農業生産の大雑把な傾向を見ることから始める。南[6]によれば1870年代に西欧の粗放技術の導入に失敗して以後、生産技術の見直しにより1890から1920年の間に1人当たり実質生産額は1.5-2.0%と着実な伸びを示した。この伸びをもたらしした要因の過半は品種改良を中心とした技術進歩に帰着させることができる。しかし、米騒動以後の1920年代は農業就業者の増加と新田開発の頭打ちで投入が減少したこと。生産技術も普及し、さらに朝鮮、台湾からの安い米の移入により生産意欲が減退したこと等により技術進歩のポテンシャルが停滞する。そして生産は停滞したまま大恐慌をむかえる。農林省による農家経済調

第1表 農家の耕作面積分布, 1915-1940

年次	平均耕作面積 ha	不平等係数	
		ジニ係数	タイル係数
1915	1.01	.395	.270
1921	1.07	.405	.285
1922	1.05	.399	.276
1923	1.04	.396	.270
1924	1.03	.392	.264
1925	1.02	.391	.262
1926	1.02	.387	.258
1927	1.02	.386	.256
1928	1.01	.385	.254
1929	1.01	.383	.251
1930	1.01	.383	.251
1931	1.02	.384	.252
1932	1.02	.385	.254
1933	1.03	.386	.255
1934	1.03	.385	.253
1935	1.03	.386	.254
1936	1.03	.385	.254
1937	1.03	.385	.253
1938	1.04	.384	.250
1939	1.04	.384	.250
1940	1.04	.383	.249

(資料) 『農林省統計表』

査はこの停滞していた時期から始まる。また、米価格の統制を目的とする「米穀法」が1921年に制定される。この法律は米価の変動幅を縮小する効果を持ったが、期待した効果は持たなかったとされている(碓 [10] 235-265頁)。さて、大恐慌の時期に至り日本の農業は深刻な農業恐慌に遭遇し、米価の崩落と農家経済に困窮をもたらした。そのため1933年に「米穀法」はより統制色の強い「米穀統制法」に改められる。

ところで、上にみたように1921年以後という観察期間は農業技術の普及の影響を実証するには不都合な時期にあっている。この時期は技術進歩が停滞し、変化をもたらす要因とはなりえないからである。しかし、投入要素の1つである土地については第1表から以下のことが確認できる。1戸当たりの耕作面積は20年代初頭には大幅に増加しているが以後減少し、30年代にやや盛返している。一方、その分配の方は面積の増加した1920年前後に格差が開くが以後ほぼ一貫して縮小している。この時期には土地の改良事業政策も図られているがいずれも所得分布の推移との関連

を見出せない⁷⁾,⁸⁾。

それでは残された2点についての影響はどうか。まず、商業化について。これは2つの面を持つ。1つは穀物生産が増加して自家消費を超える部分を換金して現金収入が増えること。もう1つは繭等の商品作物を生産することにより現金収入が増えることである。一般に商業化は不平等化要因として働く。穀物生産に余裕ができるのは経営規模がある程度大きい農家だからである。また、商品作物の取り扱いも自家消費を優先する零細・小規模農家より中規模以上の農家の方が多いであろう。我が国の場合、大規模農家は米の一期作を行う北海道及び東北地方に偏り、養蚕・養

第2表 農家経済の商業化

年次	農家収入に対する現金の割合 (%)		農家所得に対する兼業所得の割合 (%)	
	0.5-1.0 ha	2.0 ha 以上	0.5-1.0 ha	2.0 ha 以上
1921	68.8	60.5	14.6	3.1
1922	68.0	62.0	14.6	3.1
1923	55.0*	56.6	39.5	24.2
1924	73.5	62.7	58.7*	21.6
1925	50.3	60.0	17.2	18.6
1926	58.9	72.0	21.3	12.4
1927	53.4	61.8	12.4	21.3
1928	60.9	67.7	26.8	20.1
1929	61.3	67.5	32.5	18.0
1930	65.8	65.8	38.1	20.2
1931	55.5	62.0	44.4	19.3
1932	52.6	50.6	33.1	16.2
1933	58.9	48.5	29.5	18.7
1934	49.3	49.6	27.3	16.3
1935	54.3	58.3	28.2	15.8
1936	57.9	58.3	29.0	13.1
1937	55.4	52.7	24.8	12.5
1938	51.5	61.0	27.0	12.1
1939	58.2	60.4	26.2	8.6
1940	64.1	75.8	24.6	11.3
1941	58.4	67.1	24.5	13.2

(資料) 『農家経済調査』

(注) * 3ヵ年移動平均値

7) 大豆生田 [12] では財政支出引締めのため増産政策が不十分に終わったとされている。

8) 耕作面積の分布は全体として格差の縮小に向かっているが、府県間の格差はほとんど変化しないため、相対的に説明力(府県間不平等度の全不平等度に対する比)が高くなっている。タイル係数によると、27%(1914), 34%(1924), 37%(1932), 38%(1940)と推移している。

畜等は中規模農家の方が盛んであった⁹⁾。ただ、商品作物は輸出されることが多く海外市況の影響を受けやすく不安定になりがちである。第2表に経営規模0.5-1.0 haと2.0 ha以上の農家の農業収入に占める現金収入の割合の推移を示す。全期間を通じては時系列的な増加傾向も規模間の明瞭な差も見出しにくい。しかし、期間を区切ってみると、1920年代では大きく振幅ははっきりとした傾向を見せないが、1930年代では特に2 ha以上の農家に増加傾向を観察することができる¹⁰⁾。これは農家所得の不平等度の全般的な動きと一致している。

それでは現金収入の伸びは穀物生産からのものか商品作物からのものか、どちらであろうか。そのため日本では商品作物として大きなシェアを占めた繭の生産の変動を見ておくことにしよう。繭の生産は1920年代にピークを迎え、30年代には次第に下落していく¹¹⁾。農業生産に占める割合も同様な動きを示している(第3表)。従って、1930年代の不平等化の一因とは考えにくい¹²⁾。この点については後で再び触れることにする。

次に経営の多様化について。ここでは耕作作物の構成内容の多様化ではなく(商品作物については上で触れた)、兼業所得(農外所得)の影響について検討する。兼業所得は通常農業所得が少なく、また経営規模が小さく時間的余裕のある小規模農家に多く現れるので所得分布を平等化させる効果

第3表 養蚕生産額の農業生産額に対する割合、%
(当年価格)

1921	11.3	1926	17.9	1931	14.0	1936	11.2
1922	17.6	1927	14.4	1932	12.5	1937	10.9
1923	18.7	1928	16.3	1933	17.5	1938	8.6
1924	14.0	1929	19.2	1934	8.1	1939	14.7
1925	19.1	1930	12.9	1935	11.7	1940	13.9

(資料) 梅村他[20]

9) 農林省農林経済局[18] 31頁。

10) 1920年代の大きな振幅の一因として集計戸数が少数であるため値が不安定になることを挙げることができる。

11) 養蚕と農村開発の関係については、例えば逸見[19]がある。

12) 農林省農林経済局[18]の分析では、養蚕収入の減少を小規模農家は畑作収入で補い、中規模農家は養畜で補ったとされている。

をもつ。しかし、生産技術の合理化等で大規模農家にも兼業が波及するとその平等化効果は失われる。戦前期の日本の農家の場合、兼業所得の大部分は賃金所得と財産所得(地代、利子等)で占められる。前者がおよそ60%、後者は10%である¹³⁾。経営規模別にその総所得に占める割合を第2表に示す。概して経営規模の小さい方が兼業所得の割合が高いが、時系列的な傾向は見られない。さて、兼業所得の農家所得の不平等度に与える影響を測定するにはジニ係数の所得構成別分解が利用できる。すなわち、総所得 X が農業所得 A 、農外所得 N および移転所得 T から成るとき、

$$G_X = w_A \times G_A^* + w_N \times G_N^* + w_T \times G_T^*$$

と表すことができる。ここで、 G_X は通常のジニ係数、 G_i^* は総所得 X の大きさの順に並べて計算される擬ジニ係数、 w_i は各構成要素の所得シェアである。擬ジニ係数の値が小さければ平等化する効果をもつ要素と言える¹⁴⁾。その結果を第4表に示す。次のことが観察できる。

- 1) 農業所得の擬ジニ係数は不平等化傾向にあり、1930年代に著しい。
- 2) 農外所得の擬ジニ係数は小さな値をとり、所得格差を縮小する効果を持っている。
- 3) 移転所得の効果は小さい。

これにより1930年代の不平等化の原因は農業所得の不平等化であることが確かめられた。先に検討したようにこの時期には耕地面積の分布はほとんど変わっていない。農業所得ではなく、経費を考慮しない農業収入については作物収入、養蚕収入、養畜等収入に分けて分析することが可能である。同じく第4表に計測結果を示す。擬ジニ係数でみると養畜等収入が30年代に不平等要因として働いている。しかし、作物収入の構成比をみると同じ時期に増加傾向にあり、しかも擬ジニ係数自体の値も高水準であることから次のように判断

13) 0.5-1.0haの兼業所得の割合が、1930年、1931年に突出しているのは米価の暴落の影響であろう。なお、この調査は農地を保有しているが耕作は小作に任せているような農家は調査対象から除外されているので小作料収入はかなり過小な値を示している(注6参照)。

14) 詳細については例えば寺崎[11]。

第4表 農家の不平等度の要因、(擬)ジニ係数と構成比

	農家所得	農業所得	農外所得	移転所得	作物収入	養蚕収入	養畜等収入
1921	0.236	0.25(88)	0.10(12)	0.58(1)	-**(-**)	-**(-**)	-**(-**)
1922	0.253	0.31(66)	0.14(32)	0.29(2)	0.38(68)	0.08(27)	-0.03(5)
1923	0.227	-*(-*)	-*(-*)	-*(-*)	0.49(80)	0.25(14)	0.06(6)
1924	0.260	0.26(80)	0.27(18)	0.22(2)	0.19(86)	0.23(11)	0.41(3)
1925	0.273	0.29(79)	0.21(16)	0.43(5)	0.31(79)	0.23(18)	0.38(4)
1926	0.277	0.25(80)	0.39(16)	0.30(4)	0.35(61)	0.14(33)	0.09(6)
1927	0.238	0.26(72)	0.17(22)	0.23(6)	0.31(74)	0.04(20)	-0.01(6)
1928	0.272	0.32(66)	0.18(29)	0.15(5)	0.31(78)	-0.08(18)	0.38(4)
1929	0.231	0.29(65)	0.10(29)	0.29(6)	0.24(71)	0.22(24)	0.26(5)
1930	0.199	0.29(60)	0.05(32)	0.17(8)	0.31(76)	0.14(15)	0.16(9)
1931	0.233	0.28(67)	0.06(28)	0.39(5)	0.32(78)	0.15(14)	0.35(8)
1932	0.259	0.31(72)	0.13(24)	0.16(4)	0.34(81)	0.18(14)	0.19(5)
1933	0.258	0.30(75)	0.13(19)	0.19(6)	0.33(78)	0.19(15)	0.11(7)
1934	0.277	0.32(72)	0.16(24)	0.19(4)	0.32(88)	0.21(7)	0.15(5)
1935	0.303	0.35(75)	0.14(19)	0.22(6)	0.34(82)	0.23(11)	0.12(8)
1936	0.295	0.34(76)	0.15(20)	0.15(4)	0.31(83)	0.26(11)	0.30(6)
1937	0.296	0.34(76)	0.13(18)	0.25(6)	0.33(83)	0.23(9)	0.21(7)
1938	0.296	0.35(76)	0.11(19)	0.17(5)	0.34(82)	0.11(9)	0.37(9)
1939	0.325	0.36(78)	0.16(17)	0.39(5)	0.34(85)	0.23(10)	0.30(5)
1940	0.330	0.36(76)	0.20(19)	0.31(5)	0.32(83)	0.32(10)	0.33(7)

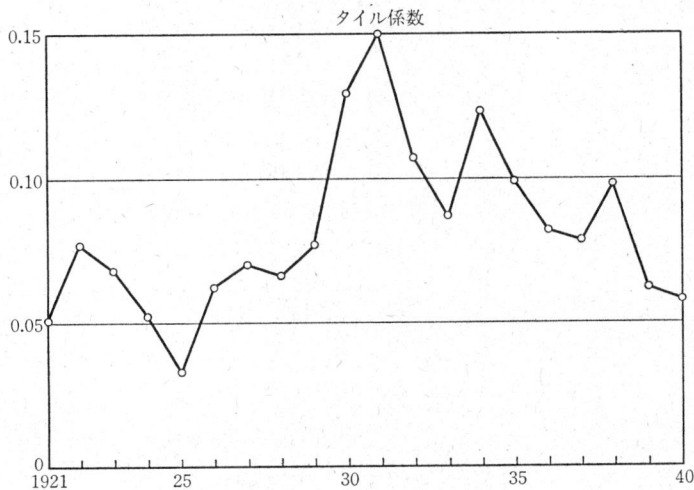
(資料) 『農家経済調査』

農家所得はジニ係数，他は擬ジニ係数。括弧内は構成比。

* データが極めて不安定と判断されるため構成比別の結果を省略する。

** データは存在しない。

第4図 農家・非農家所得格差



(資料) Otsuki-Takamatsu [7], Table 1 より計算した。

できる。すなわち、1930年代の不平等化は米作所得によるところが主であり、次いで養畜の普及が影響している。米価が安定すれば、米作中心の日本の農家にとって経営規模の大きなほど多くの収入を得ることができるからである。そしてこの傾向を支えたのは「米穀統制法」であろう。1920年

代には朝鮮、台湾からの移入および過剰生産により米価は概して低廉であり、1930年には米価の暴落により農家は困窮していた。この法律は米価を引き上げることとその安定化を図ることにより農家を救済することを目的としていた。そして、大恐慌以後回復基調にあった工業の進展にとまなみ米に対する需要の増加にも恵まれて米価回復という目的は達成できたのである¹⁵⁾。調査対象がやや米作農家に偏りを見せているという点を割引いてもこの傾向は変わらないであろう。

農家所得について残されている問題は小作料の取扱いである。本稿の基礎とするO-T推計でも農家経済調査でも支払小作料を経費として計上し農家所得には含めていない。支払小作料の規模はおよそ農家所得の1ないし2割程度と推測される¹⁶⁾。耕作面積が広い方が借入面積も広く、小作料も多い。従って、小作料を支払う前の所得分布を計算するとわずかながら農家間の所得格差は拡大する傾向をもつ。先に述べたように農家自身の小作料収入はわずかであったので、大部分は非農家所得に算定されていることになる¹⁷⁾。

15) 大豆生田 [12]。

16) 1戸当たり支払小作料を農家所得の推計方法にならって求めた。以下の様にして同様の値が出てくる。すなわち、農林省農林経済局 [18, 64頁] によれば水田小作料は反収の50ないし60%である。所有耕地と借入耕地の面積比はほぼ1:1、農業所得の農家所得に占める構成比が60ないし80%とするのである。

4. 農家-非農家所得格差と非農家の所得分布

O-T 推計を基礎とするかぎり農家-非農家所得格差については付け加えるものは何もない。第4図にその格差をタイル係数で評価したものを示す。1920年代後半は不平等化するが1930年代に入って平等化している。上に述べた農業の停滞と回復に対応した動きと言ってよいであろう。

あと残されたのは非農家の所得分布である。非農家全体の所得分布を表す資料は今のところない。いくつかの断片的なデータが利用できるだけである。その1つは『家計調査』である。この調査は都市勤労者を対象にするが、標本調査ではなく中所得層を抽出したものである。しかも、借家住まいの世帯に限定されていたので所得額は下方に偏りを持っていたと考えられている¹⁷⁾。自営業世帯が含まれていないので厳密な比較は意味を持たないがO-T推計による非農家平均所得との乖離を第5表に示す。6割から8割程度にとどまってお

り、しかもその差は年々拡大している。また、所得分布の資料としても所得の下位階層と上位階層が欠けているので不平等の傾向を知ることができない。参考のためジニ係数を計算すると、0.1前後になる。値は極めて小さく、時系列的には平等化を見せるほどである。この小さな値を考慮するとほぼ同程度の所得規模の者が選択されていたことが改めて確認される。従って、所得の不平等度の分析にはほとんど役に立たない。

もう1つのデータは所得分布と関連を持つと考えられる賃金分布のデータである。『労働統計実地調査報告』『個人別賃金調査結果報告』から賃金率階層のデータが得られる。これらの調査は原則として30人以上の事業所を対象とするものである。これもやはり自営業世帯を含まないし、個人ベースである。ジニ係数を第5表に示すが、1920年代後半から1930年代前半にかけて不平等化していることが観察できる。この不平等化は急速な工業化と豊富な過剰労働力を農業部門にかかえていたことから発生した賃金の2重構造(傾斜構造)のためであると言われている¹⁹⁾。

この困難な状況のなかで溝口[15]は全世界帯を16の職業グループに分け、各職業の所得水準を推計してグループ間の不平等度を計算している²⁰⁾。このうち農家が自作、自小作、小作の3つに分割されているので、非農家の13の職業グループだけを取り出して不平等度を計算して見ると、タイル係数では1924年が0.148、1938年が0.186となる。やはり、20年代後半から30年代にかけて不平等化している。この時期の非農家部門の所得分布はO-T推計も、O-W推計もいずれも不平等化を示唆している。

以上の計測結果、およびこれまでの計測例を総合すると次のことが言えよう。まず、農家の世帯構成比は1920年前後で50%、1940年前後で40%弱、また所得構成比も35%から22%へ減少している。1920年代の所得分布については非農家世帯は不透明、農家世帯はほぼ安定、そして農家・非

第5表 非農家世帯の所得格差を示す指標

	家計調査		賃金分布	
	(A)	ジニ係数	ジニ係数 男	ジニ係数 女
1924			0.26	0.22
1926	0.85	0.19		
1927			0.27	0.23
1931	0.76	0.12		
1932	0.79	0.12		
1933	0.78	0.12	0.30	0.26
1934	0.69	0.12		
1935	0.68	0.12		
1936	0.69	0.11		
1937	0.66	0.11		
1938	0.58	0.10		
1939	0.57	0.07		

(資料) 内閣統計局『家計調査』、『労働統計実地調査報告』、『個人別賃金調査報告』。

(A): 家計調査から求めた世帯平均所得の大規模・高松推計による世帯平均所得に対する比。

17) 実際、耕作面積規模別農家戸数と耕地規模別所有者戸数を比べて見ると、1ha以下は両者ほぼ同数、1-3haでは前者が多く3ha以上では後者が多い。所有ではなく耕作しているのを農家とすれば妥当な取扱いと言える。

18) 野田[13], 270頁。

19) Ono-Watanabe [9]あるいは梅村[14]。

20) この推計はO-T統計による世帯平均所得に合致するように調整されている。

農家間格差のみが拡大している。全体としては拡大気味であったと推測できよう。30年代に入ると農家、非農家のいずれも不平等化するが、両者の格差は縮小している。全体としての傾向は各要因へのウェイト付けいかんによっている。しかし、これまでの計測例をみると部門間格差の説明力に大きな比重をおかなくてもよいと考えられるので、やはり不平等化が基調であったと推測できよう²¹⁾。

5. むすび

本稿は農家世帯を中心に戦前期の日本の所得分布不平等度を推計し、その変動要因について検討した。1920年代後半から30年代にかけて日本の所得分布は農家・非農家間格差は縮小するものの、農家、非農家の内部では大きく不平等化していったことが確かめられた。資料の制約が大きく、必ずしも十分な推計結果とはいえないにしても、農家世帯についてはかなり踏み込んだ分析も行うことができた。しかし、依然として残された問題も多い。特に小作料が不平等度の「変化」にどのような影響を与えていたかについては未着手である。非農家世帯についての分析も十分とは言えない。これらは今後の研究の課題としたい。

(長崎大学教養部)

参考文献・資料

[1] 溝口敏行・高山憲之・寺崎康博「戦後日本の所得分布(II)」『経済研究』第29巻第1号(1978年1月), pp. 44-60。

[2] Mizoguchi, T., and N. Takayama, *Equity and Poverty under Rapid Economic Growth: The Japanese Experience*, Kinokuniya, 1984.

[3] Wada, R. O., "Impacts of Economic Growth on the Size Distribution of Income: The Postwar Experience of Japan," in Japan Economic Research Center and Council for Asian Manpower Studies (eds.), *Income Distribution, Employment and Economic Development in Southeast and East Asia*, Tokyo and Manila, 1975, pp. 516-561.

[4] 寺崎康博「戦前期の所得分布の変動: 展望」『長崎大学教養部紀要(人文科学篇)』第26巻第2号(1986年3月), pp. 25-42。

[5] 溝口敏行・寺崎康博「経済発展と所得分布——東および東南アジア諸国の経験を中心として」宮沢健一他編『戦後経済政策論の争点』勁草書房, 1980年, pp. 390-404。

[6] 南亮進『日本の経済発展』東洋経済新報社, 1981年。

[7] Otsuki, T., and N. Takamatsu, "An Aspect of the Size Distribution of Income in Pre-war Japan," in International Development Center of Japan (ed.), *Papers and Proceedings of the Conference on Japan's Historical Development Experience and the Contemporary Developing Countries: Issues for Comparative Analysis*, Tokyo, 1978, pp. 331-348.

[8] 農林省統計情報部・農林統計協会『農業累年統計 第1巻 農家経済調査(全国・地域別)』農林統計協会, 1974年。

[9] Ono, A., and T. Watanabe, "Changes in Income Inequality in the Japanese Economy," in H. Patrick (ed.), *Japanese Industrialization and its Social Consequences*, Univ. of California Press, 1976, pp. 363-389.

[10] 稲正夫『米価問題』弘文堂, 1958年。

[11] 寺崎康博「規模別所得分布の不平等尺度: 展望」『日本統計学会誌』第10巻第2号(1980年), pp. 93-126。

[12] 大豆生田稔「1930年代における食糧政策の展開——昭和恐慌下の農業政策に関する一考察」『城西経済学会誌』第20巻第2号(1984年12月), pp. 37-75。

[13] 野田孜「農家の貯蓄と貯蓄率」川野重仁・加藤譲(編)『日本農業と経済成長』東京大学出版会, 1970年, pp. 263-281。

[14] 梅村又次『賃金・雇用・農業』大明堂, 1961年。

[15] 溝口敏行「日本の所得分布の長期変動」『経済研究』第37巻第2号(1986年4月), pp. 152-158。

[16] Frank, C. R., and R. C. Webb (eds.), *Income Distribution and Growth in the Less-Developed Countries*, Brookings, 1977.

[17] 大内力『農家経済』中央経済社, 1957年。

[18] 農林省農林経済局『戦前における農家経済の展開過程——経営耕地面積階層別統計を利用して』1958年。

[19] 逸見謙三「第1次商品輸出と経済開発——日本における生糸の事例」川野重仁・加藤譲(編)『日本農業と経済成長』東京大学出版会, 1970年, pp. 225-240。

[20] 梅村又次他『農林業(長期経済統計9)』東洋経済新報社, 1966年。

21) タイル係数を利用するとほぼ10ないし30%の間と推定できる。注8も参照のこと。