

# 労働供給に及ぼす世帯就業構造の効果\*

梅 村 又 次

## 1. 課題の設定

ダグラスは労働の供給を人口、有業率および労働時間の3つの次元でとらえ、それらと所得水準との相関分析を行って、労働供給行動に関する計量経済学的研究の開拓者となった<sup>1)</sup>。このダグラスの先駆的業績に導かれて、労働供給の研究<sup>2)</sup>は近時まことにめざましい進展をみせているが、そのほとんど全部は専ら有業率の研究だけに向けられていて、人口や労働時間<sup>3)</sup>など労働供給の他の次元での研究は稀である。しかも、さらにまずいことにはこれまで内外の研究者によって進められた有業率の研究は勤労者世帯もしくは勤労者世帯の比重の高い都市住民に関するものばかりで、自営業世帯や農村住民を対象とする研究はまったく未開発のままにすておかれてきた。かってわれわれが昭和30年度の農家経済調査を再集計して農家における有業率と所得水準との関係を検討<sup>4)</sup>したのは、こうした研究対象の偏りを多少とも正し

て、われわれの事実認識をより広い対象に拡充したかったからであった。ところが、農家の労働供給という未開の領域にふみこんでみると、有業率に対する所得効果いかにという一見きわめて単純そうに思われる問題においてすらも、事の真相は予想以上に複雑であるらしいことが明らかとなってきた。われわれが前稿で農家の労働供給行動について導きえた結論は、勤労者世帯もしくは都市住民についてのダグラス以降の多くの研究の一致した結論とは著しく違っていた。すなわち、勤労者世帯ならびに都市住民については世帯主層の所得水準と世帯員の有業率との間には明らかな負の相関が認められるのに対して、われわれの農家の場合には世帯規模を十分に考慮した上でもなおかつ所得水準と有業率との間には正負いづれの相関もほとんど認められなかったのである<sup>5)</sup>。前稿ではこうした観察事実を一応農家における「一家総労働体勢」の支配として説明してきたのであるが、そこにはなお以下に示すようないくつかの疑問点が未検討のまま残されていることを素直に認めざるをえない。

(1) 家計と経営とが未分離な自営業世帯の特性からして農家においては事実上「一家総労働体勢」が世帯員の有業率を規制せざるをえないというのであれば、同じく家計と経営とが同居している小売商などの自営業世帯においても同様に「一家総労働体勢」の支配が観察されるはずではないか。

(2) 「一家総労働体勢の原理」は伝統的経済理

\* 本稿は農家所得研究会(主査 川野重任教授)における筆者の分担課題の報告である。多くの有益な御教示をあたえられた農家所得研究会の方々、草稿の段階で貴重な御助言を頂いた溝口敏行氏、協同研究に資金を援助して下さった農林省に対して謝意を表したい。

1) P. H. Douglas, *The Theory of Wages*, 1934.

2) 有沢広巳「賃金構造と経済構造」(中山伊知郎編『賃金基本調査』1956年)、尾崎巖・小尾恵一郎「勤労者家計における有業率の研究」『経済分析』第6号、1961年12月; D. C. Long, *The Labor Force under Changing Income and Employment*, 1958.

3) C. Clark, *The Conditions of Economic Progress*, 2nd Ed., 1951, pp. 42-43. 邦訳、上巻、36-38頁; 小尾恵一郎「賃金と労働時間の較差」(中山伊知郎編『賃金問題と賃金政策』1959年)は労働時間と所得の対応関係を分析した貴重な業績である。

4) 拙稿「農家の労働供給」『経済研究』10巻2号、1959年4月。

5) ロングの横断面分析によれば、アメリカでも農村非農場住民および各州の全住民については所得と有業率の間にはなんの相関も認められていない。Long, *op. cit.*, pp. 71-72.

論における「所得・余暇選択の原理」を排除しようとするものなのか、それともこの2つの原理は相互に併立するものと考えているのか。

(3) 仮に併立原理と考えるのであれば、「所得・余暇選択の原理」したがってまたそこから当然に予想される労働供給に対する所得水準の効果は農家の内部で果してどのような形をとって、またどのような場で作用していると考えているのか。

(4) また問題を勤労者世帯と自営業世帯との対比という視角からとらえる場合、この2つの世帯類型の間で労働供給を律する原理がまったく異なっていると考えるのか。それとも規制原理そのものには基本的な違いはないのだが、世帯類型の相異から同一の原理が実際に発現する仕方がまるで違ってくるのか。

(5) そのいずれであるにせよ、何故そうならざるをえないのか。その理由は何か、その原因はどこに潜んでいるのか。

この他にも数えたてればなおいくつかの問題点を追加することもできるであろうが、そのもっとも基本的な疑問は以上の5つにつくされよう。こうした5つの設問に対して何等かの解答を見出すとすることが本稿の狙いとするところである。そのための手順として、第1に農家経済調査によって農家における労働時間の次元でとらえた労働供給に対する所得水準の効果を検討して、問題(2)および(3)に答え、第2に就業構造基本調査によって世帯類型別に有業率と所得水準の対応関係を吟味して、問題(1)におよその見透しを与え、最後にこれを総合して、問題(4)および(5)に迫ることとしたい。

## 2. 方法と資料

われわれの研究の主体は農家家族員の提供せんとする労働時間におよぼす所得水準の効果の有無およびその程度を統計データを用いて検出することにあるわけだが、前述した旧稿での検討の結果によれば、農家の生産年令(15歳以上)に達した家族員の有業率は所得水準の高低にもかかわらず農家間でほとんど差異のないことが明らかとなっているので、ここでは有業率の要素を除外して専

ら家族従業者の1人当り労働時間<sup>6)</sup>が所得水準というかような関係にあるかを検討することにしたい。この限定された目的に照らして、できるだけ単純化された労働供給函数を次のような形で設定する。

$$H = a + bY$$

$H$  は家族従業者1人当り年間総労働時間(単位: 時間)で農業労働および農外労働を無差別に含んでいる。 $Y$  は家族従業者総労働時間の1時間当り農家所得(単位: 円)で農業所得および農外所得とともに含んでいる。 $a$  および  $b$  は函数の具体的な形を決定するパラメーターであり、正常の場合その値は  $a > 0, b < 0$  であることが期待されている。

ところで、一般に個々人の労働供給行動は男女年令、教育程度、世帯における地位などの個々人の属性の違いによって大いに影響されることが知られている。それだけに、こうした属性の労働供給に与える効果を適切にとらえ、そうすることによって所得効果をできるだけ純粹に抽出するのはたしかに望ましいことであるには違いないが、そうすることは他面において労働供給函数の形をできるだけ単純にしたいというわれわれの意図と矛盾することでもあり、かつはまた利用可能な資料と作業力の制約から事実上すこぶる困難な要求でもある。そこで、今回はそうした個人の諸属性の中からとくに男女の別だけを取りあげて、前掲の労働供給函数を男女それぞれ別個に推定する方針をとった。以下において記号に付されるサフィックスの  $m$  は男子を、 $f$  は女子を表示するものと承知されたい。

個々人の属性とならんであるいはそれ以上に重要な要因は農家の階層、すなわち農家の社会集団としての均質性ないしは異質性ということである。これは後述するようにわれわれが横断面分析の手法を用いることからして統計技術的に要請される

6) 実際の労働時間が直ちに労働供給に一致するとはかぎらない。追加就業希望者の存在はその然らざることを示唆するものである。しかし、農家ではその差(失業)はごく小さいと判断されるので、これを無視する。

7)  $b < 0$  であれば余暇は正常財、 $b > 0$  であれば余暇は劣等財である。



ばかりでなく、われわれの研究の狙いが農家と勤労者世帯との労働供給行動の異同いかんという点に焦点されており、しかもわれわれがまさに問題としつつある現時の農家が往時におけるがごとき比較的均質な自営業世帯の集団ではなくなっているという実態からして基本的に重要である。周知のように、農家の雇用労働兼業の急速な増大を契機として、農家の階層分解は著しい進展をみせ、農家の中にも一方の極では日曜百姓とか主婦農家とかよばれるようなその農業経営は副業ないしは内職程度の重要性しかもたない勤労者世帯に近い兼業農家が大量に出てきたし、また他方の極ではひたすらに自営の農業経営に専念する高所得の專業上層農家が多少とも増加する傾向を示している。そうして、その両極間には就業構造はもちろんのこと日常生活様式や生活意識の相異すらも漸次拡大の方向を示しつつあるやにみられている。ことここに至っては、伝統的農家という社会集団を想定するよりは、むしろ純粹の自営業世帯から種々様々な中間形態を経てほとんど勤労者世帯に近い農家に至るまで広範に多様化し、しかも重層的連続的に分布した農家という名の社会集団の1群とみる方がより実情にふさわしいのである<sup>8)</sup>。したがって、われわれもこうした農家の階層分解の実態をふまえて、農家をいくつかの階層に区分して、各階層それぞれについて別個に労働供給函数を推定し、労働供給函数の階層間の異同を明らかにするようにしなければならない。この場合、われわれの目的にとってもっとも望ましい階層区分の指標はおそらく雇用労働兼業の比重の大小であろう。しかし、そうした資料はえられないので、雇用労働兼業の比重と経営耕地面積の広狭の相関に着目して、ここでは伝統的な経営耕地面積の広狭を次善の指標として採ることとした<sup>9)</sup>。もとより、その適否の判定はあげて今後の研究の進展に

またねばならない。

以上のようなモデル設計の要求をみたしてくれる資料は農家経済調査であるが、われわれはあえて情報も詳細でかつ利用可能な年次も多い農区別集計をすてて、『昭和32年度地帯別農家経済調査報告』の北海道を除く全府県平均値の地帯別集計を用いることとした。これは農家の階層区分の指標を経営耕地面積にとったことと密接に関連している。農区間比較の方法による場合は、たとえ同一面積の耕地ではあっても、その経済的価値は例えば単作地帯の東北と多毛作地帯の関西とでは大いに異っているから、外見上は同一階層に属するかのごとくみえる農家の農区間比較が実質的には例えば東北の小規模経営農家と関西の中規模経営農家との比較となってしまうといったことになるであろう。これは明らかにわれわれの狙いに反する。これに対して、地帯間比較の方法による場合には、全府県の平均値を問題とするかぎり、同一地帯に分類された農家の中には当然東北の農家も入っておれば、また関西の農家も含まれていて、それらがある程度まで相互に相殺しあって、いわばその平均的な姿がとらえられていると期待してよい。もとより、この相殺関係は地帯によりまた階層により均一ではない。また、地帯差という別個の攪乱要因を新らたにもちこむ結果となるかもしれない。しかし、そうではあっても、多くの場合地帯差の影響は農区差から来る歪みよりは小さいだろうから、不均齊な相殺ではあれ、それがともかくも期待できる地帯間比較の方が然らざる農区間比較よりも優れた方法といえよう。

こうした配慮からわれわれは全府県平均値について経営耕地面積階層別、男女別に大都市近郊、平地純農村、山間純農村、山村の4地帯間比較の方法で分析を進めることとなった。もとより、これはたんなる1つの実験でしかなく、研究の進歩に伴って改善されるべきである。

### 3. 推定結果

農家の階層別ならびに男女別に最小自乗法によって推定した労働供給函数のパラメーター  $a$  および  $b$ 、平均所得に対応する労働供給の所得弾力性

8) 川野重任編『農業問題』1963年、第2章「日本農業の内部構造」を参照。

9) われわれは農家の自営兼業を一般には比重が低いという理由であえて無視して論議を進めてきたが、例えば漁村などでは漁業の自営兼業が大きな比重をもっている。そういう場合にはこれが攪乱要因となるであろう。

第1表 パラメーターの推定値

	女 子				男 子			
	$a_f$	$b_f$	$\bar{y}_f$	$R^2_f$	$a_m$	$b_m$	$\bar{y}_m$	$R^2_m$
3~5反	2125.19	-7.66	-0.32	0.7762	1774.18	7.76	0.23	0.8919†
5~10反	2398.16	-11.82	-0.38	0.9731*	1803.76	8.49	0.21	0.6477
10~15反	2452.88	-11.36	-0.37	0.8088	2236.28	0.84	0.02	0.0028
15~20反	2754.32	-14.11	-0.44	0.4754	2878.47	-10.47	-0.28	0.5302
20反以上	3352.58	-19.99	-0.75	0.9176*	4422.37	-29.25	-0.91	0.8146†

注：\* 5% 水準で有意, † 10% 水準で有意.

$\bar{y}$ , および決定係数  $R^2$  の値は第1表に掲げられている。

決定係数の値は女子では 0.97~0.48, 男子では 0.89~0.00 の間にちらばっていて, ともに著しく不斉である。推定結果の有意性を検定してみると, 10% という寛大な水準をもってしてもわずかに男女それぞれ2個の推定結果が有意であるにとどまり, 5% の水準ではそれがさらに半減して, 男子では全滅してしまう。したがって, 数理統計の立場からみるかぎり, この推定作業の結果はあらかた落第だということになる。その原因としてはモデル設計や資料選択の不適切ということがまったくないなどとは断言できないが, 推定作業がたったの4個のデータを用いて行なわれたという統計技術上の難点を第1に数えるべきであろう。そうして, もしも数理統計学の有意性検定の合否いかに推定作業の唯一最終の審判者であるのであれば, あえて計算作業を行なってみるまでもなく, この作業は4個のデータというそもそもの出発点において放棄されて然るべきものであったであろう。しかし, われわれは左様には考えない。この数理統計的には著しく貧弱な推定結果をあえてとりあげて, その結果について分析を進めることが意味のあることだと主張しようとするわれわれの視角なり理由なりを以下に述べよう。

階層ならびに男女の別に算出された10個の推定結果をいわば独立のものとして各個に切り離してそれぞれにその有意性を問題とするのではなく, これらを相互に関連しあったいわば one set の推計結果として受けとり, そこに出てくる全体的傾向を問題としようとするならば, そこには有意性検定による数理統計的判断とはまた違った別の判断が出てきはしないだろうか。というのがこ

こでのわれわれの問題の建て方である。こうしたいかにも反通説的な見方の然否をめぐる一般的な論議はしばらく措いて, ともかくわれわれの積極的な主張それ自体を具体的に述べて, 大方の批判を乞うこととしよう。

まず, 第1表にみるように10個の労働供給関数のパラメーターの推定値が階層間にもまた男女間にもかなり組織的な関係を保っているという事実強く注目したい。これがもしそうではなくて, 推定値の間に何等の規則性を見出しえないとか, 推定作業が必ずしも組織的ではなく1個とか2個とかの関数についてだけ散発的に行なわれたとかいうのであれば, 数理統計の立場からみた有意性の欠如は推計結果の致命的欠陥というべく, そこにはもはや論議の余地はまったくありえないだろう。ところが, われわれの場合には算定された推定値の相互間にある種の規則性が見出されるばかりでなく, その中のいくつかの推定値については数理統計的にも一応満足すべき有意な成果をおさめているのである。そうだとすれば, 個々については疑問のある推定結果ではあるにしても, これを全体としてみればそれなりに有意味な結論を引出しうる可能性は残っているし, 推定値個々の絶対値そのものは信頼しがたいとしても, 推定値のセットが全体として示す相対的な傾向なり関係なりはかなりの信頼性をもっていると考えることができよう。

次に, われわれは決定係数の高低が農家の実態とある種の対応関係をもっていることに注意すべきであろう。第1表にみるように, 決定係数の値がとくに低く算定されたのは10~15反層の男子と15~20反層の男女の3個であり, 逆に1町未満層では男女のいずれか一方また2町以上層では



男女両方とも 10% の水準で有意な推定結果をえている。かように決定係数の値が上下両層で比較的高くその中間層で相対的に低く算定されたという事実は、いわゆる両極分解の進行しつつある現下の農家の実態に照らして必ずしも偶然の結果だとばかりはいきれない。すなわち、2町以上の上層農家は概して自立経営のホープとして経営拡大の路線を志向しており、典型的な自営業世帯としての諸々の特徴を具備していることが認められている。また、1町未満の下層農家は程度の差はあれあらかた雇用労働兼業農家であり、いわば農村における土地持ち勤労者世帯としての特徴を濃淡の差はあれ多少とも共通にしている。かように上下両層の農家がそれぞれその所属する階層の内部で比較的均質であり、しかもそれぞれ鮮明な性格を打ち出しているのに対して、中間層の農家は耕地不足の故に農業経営に専業することもならず、そうかといって耕地過多の故に雇用労働兼業に深く傾斜することもならず、変転する環境条件に対する適応がきわめて不徹底であるばかりでなく、さらにその志向する方向も経営拡大と雇用労働兼業深化と各個各様に分裂していて、階層としての性格が不鮮明であるばかりでなく、階層内部が著しく異質的に構成されている。こうした階層内部の異質性ないしは均質性の違いが各階層についての推定結果の精度に大きく影響したと考えられる。

われわれの以上のような主張が一応是認されたとして、問題はいつにかかって推定結果の全体としての規則性の程度およびそこから導き出される経済的意味のいかにあるといえよう。これを以下に吟味しよう。

常数項  $a$  の値はすべて正值であり、男女とも経営耕地面積の大きい階層ほど規則的に大きくなっている。各階層の平均耕地面積と  $a$  の推定値との相関係数は

$$\text{男子} \quad r=0.9575$$

$$\text{女子} \quad r=0.9738$$

と高く、ともに 5% の水準で有意である。

また労働供給に対する所得効果の方向と程度とを示すパラメーター  $b$  の推定値は女子ではすべて負値、男子では正負両様をとっているが、依然と

してその規則性は十分に保たれており、経営耕地面積の大きい階層ほど負値が大きく、経営耕地面積の小さい階層ほど負値が小さいかもしくは正值となっている。同様に平均耕地面積との相関をとってみると

$$\text{男子} \quad r=-0.9685$$

$$\text{女子} \quad r=-0.9541$$

となり、この場合も 5% の水準で有意である。推定値の全体としての規則性の程度は十分に高いといえよう。しかしながら、すでに述べたようにパラメーター  $a$  および  $b$  の推定は多くの場合数理統計的に有意ではないから、推定値そのものを直接にうんぬんするのははなはだ危険である。それ故に、われわれは以下においてパラメーター  $a$  の推定値は経営耕地面積と正の、パラメーター  $b$  の推定値は経営耕地面積と負のともに有意な相関をもっているというその傾向だけを専ら問題としたいと思う。

#### 4. 世帯就業構造仮説

農家における労働時間表示の労働供給に対する負の所得効果が男女の別なく経営耕地面積の大きい上層農家ほど強く、逆に経営耕地面積の小さい下層農家ほど弱いという事実は、農家における就業構造の階層差に起因していると考えられる。これを労働供給の世帯就業構造仮説とよぶことにしよう。次に世帯就業構造仮説の具体的内容を説明しよう。

典型的には雇用労働者の労働時間が事業所の就業規則によって規制されていて、労働者個々人の「所得・余暇選択の原理」に従ってその意のままに変更することができない仕組みになっている<sup>10)</sup>のに対して、自営業における家族従業者の労働時間はその「所得・余暇選択の原理」に従ってかなりの範囲にわたって自由に伸縮しうるものである。

10) 本稿で雇用労働者という場合、われわれは常用労働者を念頭において論議を進めている。就業の断続的な日雇労働者等については就業日数の可変性という点で別個の考慮を要するが、この問題には立ち入らない。また、労働者集団の集団的決意によって労働時間の短縮が団体交渉や労働立法を通じて進められるが、これは集団的行動の動態問題であって、ここでのわれわれの問題とは次元を異にしている。

勿論、これはあくまでも基本原則についていえることであって、現実にはいくつかの点でこの原則が変容されるであろうことを拒否しようとするものではない。

ところで、周知のように、一般に経営耕地面積の大きい上層農家では総労働時間に占める雇用労働兼業の割合は小さく、逆に下層農家ではこの割合が大きいから、その結果として家族従業者の労働時間の中で個々人の「所得・余暇選択」の対象となる労働時間の割合は上層農家では相対的に大きく、下層農家では逆に相対的に小さくなるはずである。つまり、家族従業者の労働時間は上層農家では所得水準に関して相対的に伸縮的となり、逆に下層農家では所得水準に関して相対的に硬直的となる道理である。

以上のような内容をもったわれわれの世帯就業構造仮説は、労働供給函数のパラメーター $b$ の推定値が上層農家ほど大きな負の値をとり下層農家ほど小さな負値をとるかもしくは正值となっているという作業結果とまったく斉合的である。それはまた $b$ の推定値の階層間の勾配が男子に急で女子に緩だという事実とも斉合的である。なぜならば、農業労働時間の割合が上層農家ほど大きくなる傾向は一般に女子よりも男子について一層顕著だからである。

試みに家族従業者の総労働時間の中で恒常的賃労働および職員勤務の労働時間の割合を男女別に階層別に算出して、これとパラメーター $b$ の推定値との相関をとってみると

男子  $r=0.6064$

女子  $r=0.7284$

となる。相関係数の値は正值ではあるが、予期に反して意外に低く、10%水準でもともに有意ではない。

##### 5. 仮説の拡張適用

農家の労働時間表示の労働供給に対する所得効果の階層差を説明するために提唱された世帯就業構造仮説のエッセンスは、雇用労働者の労働時間は基本的には外から固定的に与えられるが、自営業者の労働時間はその内的な選択に従って伸縮

的であるということにつけるのだから、世帯就業構造仮説はその適用領域をとくに農家という特定の世帯類型にかぎったり、勤労者世帯や非農家自営業世帯への適用を拒否すべきいかなる契機も含んではいない。統計資料がえられないので今ただちにこれを実証する術はないが、少なくとも論理的にはそう考えてよいと思う。

われわれはさきに農家の階層区分を経営耕地面積を指標として行なった。これは直接的には専業農家と兼業農家を分けるという効果をもつのであるが、一般的には農家兼業の主体が雇用労働兼業で自営業は小さな比重しかもたないという現下の実態の下では、これはさらに農家をその就業構造の自営業ないしは雇用労働への傾斜の度合に従って階層分けするのとほぼ等しい結果を導いたと解される。したがって、われわれは農家の階層毎の経営耕地面積の広狭をもって当該階層の農家における家族従業者の就業がどれほど自営業の内部で行なわれているかを示す指標、いわば就業構造の自営業度の尺度とみなすことができよう。こう読みかえてみれば、農家について見出された経営耕地面積と労働供給函数のパラメーター $b$ の推定値との負の相関という結論も、世帯の就業構造の自営業度が高ければ高いほど労働時間に対する所得効果は強く、逆に自営業度が低ければ低いほど所得効果は弱いというより広い適用の領域をもつ一般化された命題に高められるであろう。そうして、ここではすでに農家、非農家とかあるいは自営業、勤労者とかいう非連続な世帯類型の問題は消滅して、連続量たる自営業度の差異におきかえられていることに注意したい。つまり、純粹の勤労者世帯はこの連続的移行の場面でとらえられた自営業度が低下しつくした極限の状態として想定され、また純粹の自営業世帯も同様に自営業度が逆に上昇しきった極限の状態に対応するものと考えられているわけである。

もちろん、われわれとててもこうした大胆な補外作業が推定結果の有効領域を逸脱するおそれを多分にもつであろうことは十分に承知している。しかし、実証の途がとざされている現状では世帯就業構造仮説の論理的帰結を追及して、未知の勤労



者世帯および非農家自営業世帯の労働時間表示の労働供給函数をかように想定してみることは試みるに十分値することであろう。

最後に、われわれの労働時間表示の労働供給函数に関する上述の推論の結果を有業率表示のそれに関するわれわれの知見と対比し、相互に関連せしめて、2つの次元でそれぞれ別個にとらえた労働供給函数を1つの舞台にのせて、それがどのような形で総合的に理解することが可能かどうかを検討して、本稿の結論としたい。次掲の第2表は世帯主の就業状態とその本業収入別にみた世帯員の有業率を示すものである。若干の不規則性は残っているが、これから次のような有業率の傾向を読みとることができる。

第2表 世帯主の就業状態およびその本業収入階級別にみた15歳以上家族の有業率  
(単位: %)

	農林業就業者		非農林業就業者	
	業主・家族従業者	雇用労働者	業主・家族従業者	雇用労働者
10万円未満	69.2	56.9	56.1	55.0
10～20万円	68.9	49.1	50.3	50.9
20～30	68.9	42.6	46.5	42.0
30～40	69.7	31.4	46.6	33.9
40～60	68.3	28.6	47.4	28.9
60～80	70.1	28.6	44.7	27.3
80～100	73.6	50.0	46.6	25.7
100万円以上	65.0	—	45.5	21.0

資料:『昭和37年就業構造基本調査報告』上巻, 全国編, pp.272-273.

(1) 農家たると非農家たるとをとわず自営業世帯では共通に有業率は所得水準に関してほとんど

固定的である。

(2) 勤労者世帯では有業率は明らかに世帯主の所得水準と負の相関をもっている。

これは労働時間表示の労働供給函数について導いたわれわれの推論とはまるで逆である。すなわち、労働時間に対する所得効果が自営業世帯に強く、勤労者世帯に弱いと推定されるのに対して、有業率に対する所得効果は自営業世帯に弱く、勤労者世帯に強いのである。

この一見矛盾するかにみえる結論も就業構造の差異を重視する立場からはまったく合理的である。なぜならば、労働時間の硬直的な雇用労働者としての就業機会が開かれた場合、人々のなしうる選択はこの職に就くか就かぬかの二者択一でしかなく、労働時間の変更を条件とする就職というがごとき選択は許されぬことだから、勤労者世帯における「所得・余暇選択の原理」の作用はその大部分が有業率の高低として発現し、労働時間の長短にはごく軽微にしか働きえないのである。これに対して、自営業世帯では営業の場と住居とが多くの場合未分離のままだから、基本的な業務の分業関係は一応はあるにせよ勢い「一家総労働体勢」とならざるをえず、またそれが一種の社会的慣習ともなっているので、そこでの「所得・余暇選択の原理」は有業率の次元ではほとんど作用することなく、専ら伸縮自由な自営業労働時間の長短という形で発現するのである。