

農業労働供給における農家世帯員の相互関係
—労働供給モデルによる接近—

茂 野 隆 一

Interrelations of Labor Supply behaviors in Farm Households

By

Ryuichi SHIGENO

目 次

| | | |
|-----|-------------------------|----|
| I | はじめに | 48 |
| II | 各世帯員の農業労働時間の統計的特質 | 49 |
| 1 | 農業労働時間の時系列的な減少 | 49 |
| 2 | 農業労働時間の世帯員間の相関 | 49 |
| III | 農家の労働供給モデル | 52 |
| IV | データ及び推計式 | 54 |
| V | 推計結果 | 55 |
| VI | 結 び | 59 |

I はじめに

日本の農家の就業構造は、戦後きわめて大きな変貌を遂げた。急速な経済発展による労働市場の拡大は、農業セクターから非農業セクターへの労働力の移動を促し、農作業の機械化による農業労働時間の大幅な短縮、モータリゼーションによる移動手段の発達はその傾向を加速させた。その結果、高度成長時代には「地滑りの」とも称された農業労働力の急激な減少が生起し、近年では青壮年男子に加えて女子労働力の急速な減少が続いている。このような就業構造の変化は、外部環境の変化に呼応する形で農家世帯員就業行動が変化してきたことに起因する。ではその背後にある農家世帯員の労働供給メカニズムはいったいどのようなものなのか。本稿の課題は、農家世帯員間の相互関係を考慮した労働供給モデルを構築し、農家世帯員間の農業労働供給を規定している要因、および労働供給における世帯員相互の関係を明らかにすることである。

農家の労働供給メカニズムに関する分析は比較的古い歴史を有するが、その理論的な基礎を築いたのは、中嶋、田中、丸山らによる「農家主体均衡論」であろう。「農家主体均衡論」は、企業の側面と消費者の側面を合わせ持つ農家に対し、新古典派的なミクロ理論を適用したものである。すなわち、農家は自らの効用を与えられた条件（生産関数、資源賦与）のもとで最大化するというモデルを基礎としている。このモデルから導かれる均衡条件から、農家の労働供給が決定されるわけである。その後、「農家主体均衡論」は、労働市場が制限的である場合の均衡点の性質に関する分析や、縁辺労働力の労働供給理論への適用といったように様々な条件のもとで応用され、精緻化されていった。

一方、日本の農家の労働供給に関する実証分析に大きな影響を及ぼしたのが、Douglas[1934]の先駆的研究である。Douglasはアメリカの都市別クロスセクションデータによって賃金率と就業率との関係を分析したが、その結果、中年女子の就業率がその夫の賃金率と負の相関を持つことを明らかにした。これは世帯員の就業行動は個人で独立しているのではなく、家計を単位として行動しているということを実証的に示したという点で重要な意味を持っている。その後、有澤[1956]をはじめとして多くの研究が同様の関係を日本のデータを用いて確認している。

こうした労働供給における夫と妻の關係に着目し、日本の農家経済行動の分析に当てはめたものとして、石田[1981][1983]の研究がある。石田は新古典派流の労働供給理論のストレートな適用に疑問を呈しながら、農家の就業選択の行動基準として、「核所得最大化仮説」を提示した。これは、まず最初に自らの所得を最大にするように核労働力(夫)の就業選択がなされ、次にその核労働力の就業選択が、非核労働力(妻)の就業選択に一方的に影響を与えるというものである。石田は1963年および1970年の『農家経済調査』個票(茨城県)のデータを用い、この「核所得最大化仮説」が成立していることを示した。

この石田の研究を契機として、農家の労働供給に関する実証分析がいくつか行われている。福井[1990]は1985年『農家経済調査』の岡山県の個票データを用いて、農家女子の就業行動について分析を行った。福井によれば、農家女子の就業選択を規定する要因は、石田が指摘するような夫の就業選択だけではなく、農業経営規模、家族形態、市場賃金率といった他の要因も重要であるとしている。また、Kang and Maruyama[1992]は『農家経済調査』の北陸地方のタイムシリーズデータを用いて、農業の機械化が労働供給に及ぼす影響を分析している。

以上のような過去の研究事例を踏まえ、労働供給における農家の世帯員間の相互関係の分析に重点を置いて課題に接近する。労働供給における世帯員間の関係に着目した分析は従来からあるが、それらのほとんどは上述のように、夫と妻の関係に限定されたものであった。しかし現在もなお直系3世代同居を基本とする日本の農家においては、高齢者その他の世帯員との関係を等閑視することはできない。また、農家世帯員の就業行動の関係は、はたして石田の指摘するような、夫から妻への一方的関係だけなのだろうか。それとは逆の、妻から夫、あるいは高齢者から後継者へというような関係も考慮する必要があると考える。

本稿の構成を示せば次のようになる。IIにおいては、各農家世帯員の農業労働時間の相関分析を行うことにより、世帯員間の相互依存関係に関する予備的な情報を得る。IIIにおいて、農家世帯員の農業労働供給モデルを構築する。IVでは、推計に用いるデータおよび推計式について、Vでは推計によって得られた含意について述べる。

II 各世帯員の農業労働時間の統計的特質

1 農業労働時間の時系列的な減少

農家世帯員の労働供給における相互関係については、拙稿〔1992〕で既にいくつかの点を指摘したが、ここではマイクロデータを用いることによってそれらを確認することにした。なお、本稿の分析で用いるデータは、特に断らない限り『農家経済調査』1975年および1985年の個票である。

第1表は、稲作農家の農業労働時間を世帯員のタイプ別に集計したものである(注1)。これによれば、1975年と1985年を比較すると各規模ともトータルの農業労働時間は減少しているが、世帯員のタイプにみると農業労働時間の変化の仕方は大きく異なっている。すなわち、青壮年男子および女子は、各規模とも大きく農業労働時間を減らしている。それに対して、高齢者男子及び女子については、小規模層では若干農業労働時間を減らしているものの、中規模層、大規模層とも農業労働時間を増加させており、とりわけ大規模層では大幅な増加となっている。その結果、総農業労働時間に占める高齢者のシェアは1985年では1975年に比べ大きく上昇している。

青壮年男子および女子の農業労働時間の減少は、農外労働時間の増加によってもたらされたものであるが、それに代替する形で高齢者の農業労働時間が増加していることは興味深い。このことは、「青壮年層と高齢者層は農業労働供給行動において代替関係がある」という拙稿〔1992〕で行った農業センサス分析が示唆するところと整合的であるといえよう。

2 農業労働時間の世帯員間の相関

上記の農業労働時間における青壮年層と高齢者層との関係は、時系列的に観測されるものであるが、クロスセクションでみた場合、両者の関係はどの様になっているのだろうか。ここで各世帯員の家族農業労働時間の相関分析を行うことによって、この点を確認してみよう。分析にあたっては『農経調』1985年個票を用い、作目別に相関係数を求めている。その結果を第2表に示す。なお、ここでは経営規模の差の影響を除去するために、偏相関係数を算出している(注2)。

第2表より、次の点が指摘できる。

- ① 各作目とも、青壮年男子と青壮年女子、高齢者男子と高齢者女子の相関がきわめて高い。

第1表 家族農業労働時間（都府県、稲作）

【経営耕地面積0.5～1.0ha】

| | 1975年 | | 1985年 | | 85年/75年 % |
|-------|-------|---------|-------|---------|--------------|
| | 時間 | % | 時間 | % | |
| 青壮年男子 | 291 | (21.1) | 186 | (18.6) | 64.0 |
| 青壮年女子 | 398 | (28.8) | 197 | (19.7) | 49.5 |
| 高齢男子 | 407 | (29.5) | 368 | (36.8) | 90.5 |
| 高齢女子 | 286 | (20.7) | 249 | (24.9) | 87.3 |
| 計 | 1381 | (100.0) | 1000 | (100.0) | 72.4 |

【経営耕地面積1.5～2.0ha】

| | 1975年 | | 1985年 | | 85年/75年 % |
|-------|-------|---------|-------|---------|--------------|
| | 時間 | % | 時間 | % | |
| 青壮年男子 | 840 | (32.2) | 387 | (21.8) | 46.1 |
| 青壮年女子 | 980 | (37.6) | 397 | (22.3) | 40.5 |
| 高齢男子 | 476 | (18.2) | 587 | (33.0) | 123.3 |
| 高齢女子 | 313 | (12.0) | 406 | (22.8) | 129.7 |
| 計 | 2609 | (100.0) | 1777 | (100.0) | 68.1 |

【経営耕地面積2.0ha以上】

| | 1975年 | | 1985年 | | 85年/75年 % |
|-------|-------|---------|-------|---------|--------------|
| | 時間 | % | 時間 | % | |
| 青壮年男子 | 1473 | (44.2) | 1129 | (36.9) | 76.6 |
| 青壮年女子 | 1340 | (40.2) | 1062 | (34.8) | 79.3 |
| 高齢男子 | 331 | (9.9) | 476 | (15.6) | 143.8 |
| 高齢女子 | 188 | (5.6) | 389 | (12.7) | 206.9 |
| 計 | 3332 | (100.0) | 3056 | (100.0) | 91.7 |

注：1. 「農家経済調査」都道府県個表のうち、青壮年
夫婦、高齢者夫婦がともにいる農家を計算の対象とした。
2. ()内は構成比

すなわち、夫が農業労働に長時間従事すれば、その妻も同じく長時間従事する傾向にある。

② 青壮年男女と高齢者男女では、農業労働時間において負の相関関係にある。ただし、作目によって状況は異なり、稲作、施設野菜、果樹、については両者に比較的強い負の相関が観察されたが、酪農では相関関係を見いだすことはできなかった。上記の結果①は、石田[1983]による「夫婦協働」仮説を支持しているようにみえる。この仮説は、農家女子の就業行動は、核労働力である夫の就業状態に一方的に規定されるというものである。この仮説に従えば、夫が農業にフルタイムで就業する場合には妻もフルタイムで農業就業へ、夫が恒常的に兼業に出る場合には妻は兼業ないし家事・育児に従事することになり、結果として両者の農業労働時間は高い相関を持つ。

しかし、ここで述べた事実のみによって「夫婦協働」仮説が確認されたとみるのは早計であろう。夫婦の間における農業労働時間の高い相関は、その他の要因、すなわち、その農家が直

第2表 家族農業労働時間の世帯員間の偏相関係数

| 【稲作】 | | サンプル数：434 | | | |
|--------|------|--------------|---------------|---------------|--|
| | 青壮年男 | 青壮年女 | 高齢男 | 高齢女 | |
| 青壮年男 | | 0.628 *** | -0.157 *** | -0.115 ** | |
| 青壮年女 | | | -0.119 *** | -0.043 | |
| 高齢男 | | | | 0.625 *** | |
| 【施設野菜】 | | サンプル数：93 | | | |
| | 青壮年男 | 青壮年女 | 高齢男 | 高齢女 | |
| 青壮年男 | | 0.666 *** | -0.196 ** | -0.229 ** | |
| 青壮年女 | | | -0.190 * | -0.210 ** | |
| 高齢男 | | | | 0.621 *** | |
| 【路地野菜】 | | サンプル数：101 | | | |
| | 青壮年男 | 青壮年女 | 高齢男 | 高齢女 | |
| 青壮年男 | | 0.643 *** | -0.081 | -0.006 | |
| 青壮年女 | | | -0.264 *** | -0.124 | |
| 高齢男 | | | | 0.787 *** | |
| 【果樹】 | | サンプル数：122 | | | |
| | 青壮年男 | 青壮年女 | 高齢男 | 高齢女 | |
| 青壮年男 | | 0.585 *** | -0.309 *** | -0.251 *** | |
| 青壮年女 | | | -0.159 ** | -0.115 | |
| 高齢男 | | | | 0.503 *** | |
| 【酪農】 | | サンプル数：70 | | | |
| | 青壮年男 | 青壮年女 | 高齢男 | 高齢女 | |
| 青壮年男 | | 0.335 *** | -0.220 * | 0.061 | |
| 青壮年女 | | | -0.068 | 0.092 | |
| 高齢男 | | | | 0.599 *** | |

注：1. 「農家経済調査」1985年都道府県個表のうち、青壮年夫婦、高齢者夫婦がともにいる農家を計算の対象とした。
サンプル数は、稲作434、施設野菜93、路地野菜101、果樹122、酪農70である。

2. 耕種については経営耕地面積、酪農については乳牛飼養頭数を規模を表す変数とし、その影響を除いた偏相関係数を示す。

3. ***は1%、**は5%、*は10%の有為水準を表す。

面している労働市場，農業経営の状態，世代要因等によっても説明が可能だからである。ただし，こうした要因のどれが主に機能して，夫婦の農業労働時間の高い相関をもたらしたかを実証的に明らかにすることは，本稿で用いる方法論からは困難であり，ここでは事実の指摘のみに留める。

一方，②の事実は，1. の分析結果と同様に「青壮年層と高齢者層の農業労働における代替関係」を示唆するものである。ただし，これらの事実は，あくまでも傍証にすぎず，高齢者と青壮年世帯員との農業労働供給における相互関係をより厳密に検証するために，次節で労働供給モデルによる分析を行う。

III 農家の労働供給モデル

労働供給モデルを構築するにあたってまず考えなくてはならないのは，労働の供給主体についてである。従来の農家主体均衡論に基づく農家行動の実証分析は，意志決定の単位として農家を考える場合がほとんどである。これは，農家世帯員が協力しあって農作業をおこなう農業労働の特性，家計と経営の一体性，直系家族を基本とした農家世帯員間の強い結びつきといった日本の農家の特質を考慮してのことと思われる。

本稿の分析においても，こうした従来の分析を踏まえて，労働供給の意志決定主体を農家とする。しかしながら，親夫婦世帯と後継者夫婦世帯の家計の分離，農家世帯員間の紐帯の弱まりといった現象にみられるように，農家の「一体性」を重視する上記の前提が揺らいできているということも否定できない。こうした考え方に立つならば，農家世帯員それぞれが独立した主体，あるいは親夫婦と後継者夫婦が独立した主体として行動するというモデルの構築も可能である。

このように意志決定主体をめぐるはいくつかの考え方が存在するが，本稿の分析では農家を一つの労働供給主体として扱うことにする。これは，ひとつにはこれまでの農家主体均衡分析の成果を踏まえるという意味があるが，モデル構築上の技術的な問題によるところも大きい。将来においてさらに農家の「一体性」が弱まるということがあれば，この前提を見直す必要が出てくることも考えられるが，この点の検討は今後の課題としたい。

さて，モデルの構築に入ろう。まず農家の構成員であるが，本稿では，農家の労働力が，青壮年男子，青壮年女子，高齢者男子，高齢者女子の4つのタイプより構成されているものとする。

ここで農家の所得—余暇選好を(1)式のように仮定する。

$$U = U(Y, E_i; Z) \quad i = m, f, M, F \quad (1)$$

Y は農家の総所得， E_i は余暇時間を表わし，添字 m, f, M, F はそれぞれ青壮年男子，青壮年女子，高齢者男子，高齢者女子を表わす。また， Z はシフトパラメータであり，後に定義する。

一方，農業の生産関数 $Q(\cdot)$ は，各世帯員の農業労働投入時間 $L_m^a, L_f^a, L_M^a, L_F^a$ ，農業固定資本 K ，経営耕地面積 A によって規定されている。なお，農業固定資本，経営耕地面積はここでは固定されていると考える。

$$Q = Q(L_m^a, L_f^a, L_M^a, L_F^a; \bar{K}, \bar{A}) \quad (2)$$

拙稿 [1992] の分析を踏まえて、青壮年男子および青壮年女子は農外労働市場に直面しているが、高齢者については農外労働市場には直面していないと考える。また青壮年男子および青壮年女子の農外労働時間 L_m^a, L_f^a は、外生的に与えられていると考える (注3)。

以上のような想定のもとで農家は厚生 of 極大化をはかる。

$$\text{MAX } U = U(Y, E_i; Z) \quad i = m, f, M, F \quad (3)$$

$$\text{s.t. } Q = Q(L_m^a, L_f^a, L_M^a, L_F^a; \bar{K}, \bar{A}) + w_m(L_m - L_m^a - E_m) + w_f(L_f - L_f^a - E_f) + Y^o \quad (4)$$

$$N_m = \bar{L}_m^a + L_m^a + E_m \quad (5)$$

$$N_f = \bar{L}_f^a + L_f^a + E_f \quad (6)$$

$$N_M = L_M^a + E_M \quad (7)$$

$$N_F = L_F^a + E_F \quad (8)$$

(4)式は家計の予算制約式を示しており、 w_m, w_f は青壮年男女の農外労働賃金率、 N_i は各世帯員の生活総時間、 Y^o は農業および農外労働以外から得られる所得を表わしている。

ラグランジェ未定数法を用いて、上式を解く。

$$\begin{aligned} \psi = & U(Y, E_i; Z) + \lambda_1 [Q(\cdot) + w_m(L_m - L_m^a - E_m) + w_f(L_f - L_f^a - E_f) + Y^o - Y] \\ & + \lambda_2 (\bar{L}_m^a + L_m^a + E_m - N_m) \\ & + \lambda_3 (\bar{L}_f^a + L_f^a + E_f - N_f) \\ & + \lambda_4 (L_M^a + E_M - N_M) \\ & + \lambda_5 (L_F^a + E_F - N_F) \end{aligned} \quad (9)$$

(9)式から以下のような均衡条件式を求めることができる。

$$\frac{\partial Q}{\partial L_m^a} = w_m - \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (10)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L_f^a} = w_f - \frac{\lambda_3}{\lambda_1} \quad (11)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L_M^a} = -\frac{\lambda_4}{\lambda_1} \quad (12)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L_F^a} = -\frac{\lambda_5}{\lambda_1} \quad (13)$$

$$\frac{\partial U}{\partial E_m} = \lambda_1 w_m - \lambda_2 \quad (14)$$

$$\frac{\partial U}{\partial E_f} = \lambda_1 w_f - \lambda_3 \quad (15)$$

$$\frac{\partial U}{\partial E_M} = -\lambda_4 \quad (16)$$

$$\frac{\partial U}{\partial E_F} = -\lambda_5 \quad (17)$$

$$\frac{\partial U}{\partial Y} = \lambda_i \quad (18)$$

これらを解くことによって農業労働時間、余暇時間、農家所得が決定される。農業労働について注目すれば、次式のような農業労働供給関数が導出される。

$$L_m^a = L_m^a(w_m, w_f, Y^o, \bar{L}_m^a, \bar{L}_f^a, \bar{K}, \bar{A}, Z) \quad (19)$$

$$L_f^a = L_f^a(w_m, w_f, Y^o, \bar{L}_m^a, \bar{L}_f^a, \bar{K}, \bar{A}, Z) \quad (20)$$

$$L_M^a = L_M^a(w_m, w_f, Y^o, \bar{L}_m^a, \bar{L}_f^a, \bar{K}, \bar{A}, Z) \quad (21)$$

$$L_F^a = L_F^a(w_m, w_f, Y^o, \bar{L}_m^a, \bar{L}_f^a, \bar{K}, \bar{A}, Z) \quad (22)$$

IV データ及び推計式

(19)~(22)式を実際に推定するには、農外労働賃金率 w_m , w_f を知る必要があるが、『農経調』からはそのような情報を得ることができない(注4)。本稿では農外労働賃金率について、次のような特定化を行い、それを推計した。

$$w_i = \delta_{i1} + \delta_{i2} \cdot (AG) + \delta_{i3} \cdot (OC) + \sum_{n=1}^n \delta_{in} \cdot D_n + \sum_{r=1}^r \delta_{ir} \cdot T_r \quad (23)$$

$i = m, f$

ここで AG は年齢、 OC は職種を表わすダミー変数(職員勤務の場合1, その他の場合0), D_n は地域ダミー, T_r は地帯区分ダミーである。これ以外にも兼業賃金率に影響を及ぼす重要な変数, 例えば学歴, 経歴年数等があるが, 資料の制約上, それらを用いることはできなかった。

(23)式を(19)~(22)式に代入し, それらを線形近似することによって, 以下のような推計式を得る。

$$L_m^a = \gamma_{m1} + \gamma_{m2} \cdot k + \gamma_{m3} \cdot A + \gamma_{m4} \cdot (AG) + \gamma_{m5} \cdot (OC) + \gamma_{m6} \cdot (CH) + \gamma_{m7} \cdot L_m^a + \gamma_{m8} \cdot L_f^a \\ + \gamma_{m9} \cdot (PE) + \sum_{n=1}^n \gamma_{m10n} \cdot D_n + \sum_{r=1}^r \gamma_{m11r} \cdot T_r + \gamma_{m12} \cdot G + \epsilon_m \quad (24)$$

$$L_f^a = \gamma_{f1} + \gamma_{f2} \cdot k + \gamma_{f3} \cdot A + \gamma_{f4} \cdot (AG) + \gamma_{f5} \cdot (OC) + \gamma_{f6} \cdot (CH) + \gamma_{f7} \cdot L_m^a + \gamma_{f8} \cdot L_f^a \\ + \gamma_{f9} \cdot (PE) + \sum_{n=1}^n \gamma_{f10n} \cdot D_n + \sum_{r=1}^r \gamma_{f11r} \cdot T_r + \gamma_{f12} \cdot G + \epsilon_f \quad (25)$$

$$L_M^a = \gamma_{M1} + \gamma_{M2} \cdot k + \gamma_{M3} \cdot A + \gamma_{M4} \cdot (AG) + \gamma_{M5} \cdot (OC) + \gamma_{M6} \cdot (CH) + \gamma_{M7} \cdot L_m^a + \gamma_{M8} \cdot L_f^a \\ + \gamma_{M9} \cdot (PE) + \sum_{n=1}^n \gamma_{M10n} \cdot D_n + \sum_{r=1}^r \gamma_{M11r} \cdot T_r + \gamma_{M12} \cdot G + \epsilon_M \quad (26)$$

$$L_m^a = \gamma_{F1} + \gamma_{F2} \cdot k + \gamma_{F3} \cdot A + \gamma_{F4} \cdot (AG) + \gamma_{F5} \cdot (OC) + \gamma_{F6} \cdot (CH) + \gamma_{F7} \cdot L_m^a + \gamma_{F8} \cdot L_f^a \\ + \gamma_{F9} \cdot (PE) + \sum_{n=1}^n \gamma_{F10n} \cdot D_n + \sum_{r=1}^r \gamma_{F11} \cdot T_r + \gamma_{F12} \cdot G + \epsilon_M \quad (27)$$

$$n=12, r=3$$

ここで γ は推定すべきパラメータである。農業および兼業労働以外から得られる所得 Y^a の代理変数としては、年金等の給付金受給額 (PE) を用いた。シフトパラメータとしては6歳未満の子供数 (CH) を導入した。また作目構成の違いをモデルに反映させるために、変数 G を入れた (注5)。

年齢 AG には、20～35才の場合に1となるようなダミー変数を用いた。また、地域ダミー変数には、都府県を東北、北関東、南関東、東山、東海、北陸、近畿、山陽、山陰、四国、北九州、南九州の13ブロックに区分して用いた。

一方、地帯区分ダミーとしては、『農経調』が行っている経済地帯区分をそのまま用いた。区分は、市街化区域、市街化調整区域、農村区域、山村区域の4種類である。なお、用いたデータについては第3表に一括して掲げた。

推計に用いたデータは、1985年度の『農経調』都府県個票データである。本稿ではこのうち「就業可能な世帯員が、男女高齢者 (60歳以上)、男女青壮年 (20～59歳) の計4人よりなる世帯」、すなわち高齢者夫婦と後継者夫婦が同居している世帯を抽出し、さらに経営作目によって稲作、野菜作、果樹作、酪農の4つの経営形態に分けそれぞれについて推計を行った。なお、推計には最小二乗法を用いた。

V 推計結果

農業労働供給関数の推計結果を第4表に掲げた。この推計結果が示唆する点を挙げれば以下のようなになる。

①各作目とも、青壮年男子および女子の資本投入量 K の係数の符号は正である。この結果は、

第3表 変数一覧

| 変数 | 単位 | 適用 | |
|---------|-----------------|----|-----------------------------|
| K | 農業固定資本 | 百円 | 農機具費、農用自動車、農用建物賃借料 料金の合計 |
| A | 経営耕地面積 | a | 経営耕地面積計 |
| AG | 年齢ダミー | | 20～35才 = 1、35～60才 = 0 |
| OC | 職種ダミー | | 職員勤務の場合 = 1、その他 = 0 |
| CH | 子供の数 | 人 | 6才未満の子供の数 |
| L_m^a | 青壮年男子 農外労働時間 | 時間 | 20～60才男子の農外労働時間 |
| L_f^a | 青壮年女子 〃 | 時間 | 20～60才女子 〃 |
| PE | 年金受給額 | 百円 | 年金等の給付金 |

第4表 農業労働供給関数の推計結果

| | 青壮年男子 | | 青壮年女子 | | 高齢男子 | | 高齢女子 | |
|----------------|----------------------|--|----------------------|--|--------------------|--|-------------------|--|
| 定数項 | 1315.93(8.8) *** | | 1835.37(10.7) *** | | 578.10(3.5) *** | | 367.84(2.5) ** | |
| A | 1.78(6.9) *** | | 1.61(5.4) *** | | 0.56(1.9) * | | 0.47(1.8) * | |
| K | 0.03(4.3) *** | | 0.02(2.5) ** | | 0.01(0.7) | | 0.00(0.6) | |
| L_m^* | -0.09(-4.4) *** | | -0.03(-1.2) | | 0.04(1.7) * | | 0.06(3.0) *** | |
| L_f^* | 0.01(0.3) | | -0.04(-1.2) | | 0.00(0.2) | | -0.03(-1.3) | |
| CH | -66.91(-2.0) * | | -121.39(-3.2) *** | | 159.72(4.3) *** | | 71.34(2.2) ** | |
| PE | 0.00(-0.6) | | -0.01(-1.3) | | 0.00(0.2) | | 0.00(0.9) | |
| AG_m | 76.95(1.6) | | -1.04(0.0) | | -142.55(-2.7) *** | | -115.73(-2.5) ** | |
| AG_f | -25.90(-0.5) | | 43.55(0.7) | | 82.03(1.4) | | 60.94(1.2) | |
| G | -1400.19(-10.3) *** | | -1706.07(-10.9) *** | | -616.5(-4.0) *** | | -499.5(-3.0) *** | |
| D1 | -102.61(-1.4) | | -162.96(-2.0) ** | | -23.36(-0.3) | | 34.68(0.5) | |
| D2 | -22.09(-0.3) | | -10.01(-0.1) | | 185.97(2.2) ** | | 150.85(2.0) ** | |
| D3 | 347.96(0.8) | | 19.85(0.3) | | -64.18(-1.0) | | 61.14(1.0) | |
| D4 | -242.44(-1.8) * | | -274.73(-1.8) * | | 410.80(2.7) *** | | 261.96(2.0) ** | |
| D5 | -118.08(-1.0) | | -203.35(-1.5) | | -85.10(-0.6) | | 231.97(2.0) ** | |
| D6 | 13.24(0.1) | | -26.86(-0.3) | | 87.46(0.9) | | -24.36(-0.3) | |
| D7 | -30.14(-0.2) | | -200.17(-1.2) | | 133.92(0.8) | | 124.65(0.9) | |
| D8 | -216.78(-2.2) ** | | -144.02(-1.3) | | 281.12(2.5) ** | | 312.71(3.2) *** | |
| D9 | -181.25(-1.4) | | -188.27(-1.3) | | 259.06(1.8) * | | 188.31(1.5) | |
| D10 | 58.48(0.6) | | 198.17(1.9) * | | -126.91(-1.2) | | 63.50(0.7) | |
| D11 | 166.86(0.6) | | -403.30(-1.2) | | 851.91(2.5) ** | | 874.36(3.0) *** | |
| D12 | 90.90(0.4) | | -136.19(-0.5) | | 16.44(0.1) | | 70.05(0.3) | |
| T1 | -150.64(-1.7) * | | -269.38(-2.6) ** | | 143.59(1.4) | | 147.04(1.7) * | |
| T2 | -109.03(-1.3) | | -227.76(-2.3) ** | | 72.17(0.8) | | 110.47(1.3) | |
| T3 | -81.83(-1.0) | | -233.76(-2.4) ** | | 145.46(1.5) | | 106.05(1.3) | |
| R ² | 0.611 | | 0.513 | | 0.186 | | 0.133 | |

サンプル数 = 433

注：1. () 内は値，***は有意水準1%，**は同5%，*は同10%を示す。

2. D1：東北，D2：北陸，D3：北関東，D4：南関東，D5：東山，D6：東海，D7：近畿，D8：山陰，D9：山陽，D10：四国，D11：北九州，D12：3大都市圏(東京，名古屋，大阪)のダミー変数，基準は北九州にとった。

3. T1：郡山地域，T2：平地，T3：農山村地帯を表すダミー変数，基準は山村地域にとった。

以上の点は，以下の各表についても同じ。

Kang and Maruyama [1992] による農業労働供給関数の計測結果と対照的である。彼らは『農経調』の北陸地方のタイムシリーズデータを用いて計測を行っているが，それによれば資本投入量の符号はマイナスとなっている(注6)。

このような相違は，用いたデータがタイムシリーズかクロスセクションかの違いによってもたらされたものと考えられる。すなわち，Kang and Maruyama の計測結果は，農作業の機械化の時系列的な進展による資本と労働の代替関係を反映したものと見ることができよう。

それに対し本稿の結果には，a. 大規模層の資本投下の増大が，労働の生産性を向上させることによって，さらなる労働投入を促したため，b. 資本投下をより多く行った農家は，将来的にも農業を継続する意志があることを意味するが，こうした農家は青壮年層の農業労働時間が多いことが反映されたため，といった解釈が可能である。

②各作目，各世帯員とも耕地面積の係数の符号は概ね正である。ただし，高齢者男子および

第4表 農業労働供給関数の推計結果(続き)

【野菜】

| | 青壮年男子 | 青壮年女子 | 高齢男子 | 高齢女子 |
|------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|
| 定数項 | 607.49(2.4) ** | 1042.83(4.2) *** | 890.19(3.5) *** | 935.13(3.8) *** |
| <i>A</i> | 1.64(2.0) ** | 2.07(2.7) *** | -0.38(-0.5) | 0.07(0.1) |
| <i>K</i> | 0.03(4.9) *** | 0.02(3.1) *** | 0.00(0.1) | -0.01(-0.7) |
| L_m^n | -0.45(-5.5) *** | -0.27(-3.4) *** | 0.02(0.2) | -0.02(-0.3) |
| L_f^n | -0.07(-0.7) | 0.00(0.0) | -0.05(-0.5) | -0.04(-0.5) |
| <i>CH</i> | -106.70(-1.0) | -354.29(-3.3) *** | 266.61(2.4) ** | 197.27(1.8) * |
| <i>PE</i> | 0.00(0.6) | 0.00(0.6) | -0.01(-1.6) | -0.01(-1.5) |
| AG_m | 631.65(3.9) *** | 385.09(2.5) ** | -232.44(-1.4) | -440.27(-2.8) *** |
| AG_f | -9.02(-0.1) | -44.08(-0.3) | 279.26(1.9) * | 188.47(1.3) |
| <i>G</i> | 155.01(1.1) | 204.36(1.4) | 125.24(0.8) | 170.16(1.2) |
| <i>D1</i> | 449.21(2.1) ** | 209.33(1.0) | -304.44(-1.4) | -441.86(-2.1) ** |
| <i>D2</i> | 448.69(2.1) ** | 4.77(0.0) | 41.77(0.2) | -97.49(-0.5) |
| <i>D4</i> | -185.41(-0.5) | -269.47(-0.8) | 234.78(0.6) | -32.30(-0.1) |
| <i>D5</i> | 317.00(1.1) | -27.57(-0.1) | 448.89(1.5) | -48.08(-0.2) |
| <i>D6</i> | 514.75(1.8) * | -215.92(-0.8) | 45.00(0.2) | -252.20(-0.9) |
| <i>D9</i> | 831.54(2.7) *** | 416.87(1.4) | 564.65(1.8) * | 356.68(1.2) |
| <i>D10</i> | 511.75(2.1) ** | 311.89(1.3) | -28.74(-0.1) | -350.23(-1.5) |
| <i>D12</i> | 329.82(1.2) | 220.24(0.8) | -128.43(-0.5) | -151.04(-0.6) |
| <i>T1</i> | -101.48(-0.5) | -294.15(-1.6) | 81.09(0.4) | 220.55(1.2) |
| <i>T2</i> | -93.99(-0.5) | -136.82(-0.8) | -137.96(-0.7) | 68.65(0.4) |
| R^2 | 0.468 | 0.378 | 0.09 | 0.07 |

サンプル数 = 193

【果樹】

| | 青壮年男子 | 青壮年女子 | 高齢男子 | 高齢女子 |
|------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| 定数項 | 597.27(2.3) ** | 650.62(2.7) *** | 412.69(1.6) | 544.97(2.5) ** |
| <i>A</i> | 2.71(3.0) *** | 1.07(1.3) | 0.88(1.0) | 0.43(0.6) |
| <i>K</i> | 0.04(3.7) *** | 0.05(4.4) *** | 0.01(0.8) | 0.01(0.5) |
| L_m^n | -0.48(-6.0) *** | -0.22(-3.0) *** | 0.21(2.7) *** | 0.09(1.4) |
| L_f^n | -0.02(-0.2) | -0.25(-2.6) *** | -0.08(-0.8) | -0.10(-1.2) |
| <i>CH</i> | -68.46(-0.6) | -178.11(-1.7) * | 276.01(2.4) ** | 133.95(1.4) |
| <i>PE</i> | 0.00(-0.3) | -0.02(-1.4) | -0.01(-0.3) | -0.02(-1.4) |
| AG_m | 606.65(3.6) *** | 179.17(1.1) | -233.87(-1.4) | -33.08(-0.2) |
| AG_f | 85.94(0.5) | 318.11(2.1) ** | -142.81(-0.9) | -78.46(-0.6) |
| <i>G</i> | 167.78(0.8) | 230.52(1.3) | 128.05(0.6) | -11.27(-0.1) |
| <i>D4</i> | 377.47(1.6) | 248.43(1.2) | 112.12(0.5) | -51.38(-0.3) |
| <i>D6</i> | -242.90(-0.7) | 109.78(0.3) | -363.85(-1.0) | -235.51(-0.8) |
| <i>D8</i> | 106.98(0.3) | 248.71(0.9) | 432.91(1.4) | 544.87(2.1) ** |
| <i>D9</i> | 141.53(0.6) | 93.29(0.4) | -50.43(-0.2) | -14.58(-0.1) |
| <i>D10</i> | -17.95(-0.1) | -222.41(-1.1) | -41.99(-0.2) | 204.49(1.1) |
| <i>T1</i> | -16.90(-0.1) | 253.54(1.6) | 341.96(2.0) ** | 36.01(0.3) |
| <i>T2</i> | -251.57(-1.5) | -104.85(-0.7) | -103.28(-0.6) | -214.65(-1.6) |
| R^2 | 0.570 | 0.430 | 0.09 | 0.06 |

サンプル数 = 121

第4表 農業労働供給関数の推計結果(続き)

| | 青壮年男子 | 青壮年女子 | 高齢男子 | 高齢女子 |
|---------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|
| 定数項 | 2060.53(5.8) *** | 1149.69(3.7) *** | 727.50(2.1) ** | 229.59(0.9) |
| A | 1.56(1.7) * | 0.64(0.8) | -1.25(-1.4) | -1.80(-2.7) ** |
| K | 0.00(0.3) | 0.01(1.9) * | 0.01(1.7) * | 0.02(2.6) ** |
| L_m^* | -0.68(-2.9) *** | -0.20(-0.9) | 0.23(1.0) | -0.01(0.0) |
| L_f^* | -0.09(-0.5) | -0.36(-2.4) ** | -0.33(-1.9) * | -0.25(-2.0) * |
| CH | -341.93(-2.1) ** | -64.09(-0.5) | 62.07(0.4) | 4.70(0.0) |
| PE | -0.03(-0.9) | 0.06(2.1) ** | 0.01(0.3) | 0.04(1.8) * |
| AG_m | 850.89(3.3) *** | 148.19(0.6) | -402.45(-1.5) | -284.41(-1.5) |
| AG_f | 194.46(0.8) | 33.07(0.2) | 374.28(1.6) | 181.25(1.0) |
| $D1$ | -143.89(-0.4) | -236.48(-0.7) | 180.60(0.5) | -128.69(-0.5) |
| $D2$ | 66.66(0.2) | -393.46(-1.2) | 675.07(1.8) * | 989.93(3.7) *** |
| $D3$ | 8.61(0.0) | 44.27(0.1) | -99.45(-0.2) | -286.36(-0.8) |
| $D13$ | -297.55(-0.8) | -643.76(-1.9) * | -683.36(-1.8) * | -495.29(-1.7) * |
| $T1$ | 86.60(0.2) | 6.77(0.0) | 37.37(0.1) | 87.81(0.3) |
| $T2$ | 381.03(1.4) | -282.65(-1.2) | -5.30(0.0) | 49.89(0.3) |
| R^2 | 0.289 | 0.299 | 0.06 | 0.227 |

サンプル数= 69

女子については、青壮年者に比べて係数の絶対値が小さかったり、有意水準が低い。これは高齢者の農業労働時間と経営規模の相関が比較的低いことを意味しており、農家高齢者の就農行動を分析した拙稿 [1989] で指摘した高齢者の就業の特質である「生きがいとしての就業」との関連で興味深い。

③子供の数の係数の符号は、青壮年女子の場合は概ね負であり、ほぼ予想通りの結果である。

④稲作、果樹の高齢者男子および高齢者女子の農業労働供給関数について、青壮年男子の農外労働時間の係数の符号が正である。このことは、青壮年男子の農外就業による農業労働時間の減少を、高齢者が補うかたちで自らの農業労働時間を増加させていると考えることができる。

以上の観測結果のうち、④は農家世帯員が農業労働供給において相互に密接な関係を持つという本稿の仮説を支持するものである。2. の農業労働時間の世帯員間の相関分析の結果と併せれば、これらの事実は近年における農家世帯員の就業行動の特徴的な動きを説明する上で、重要な情報を提供しているように思える。

すなわち、拙稿 [1992] で指摘したような農家高齢者の農業就業率の大幅な上昇は、彼らの後継者の農業労働を代替する形で上昇してきたとみることができよう。こうした傾向は稲作において特に強く表れている。

一方、農家女子については、同じく拙稿 [1992] で指摘したように傾向的に就農率が低下しているが、これは、夫婦間の農業労働供給が補完的であるということが大きく関係していると考えられる。すなわち、核労働力である青壮年男子の他産業への流出と歩調を合わせる形で、女子も農業から離れているのである。

VI 結 び

本稿では農家世帯員の相互関係を考慮した農業労働供給モデルを構築し、『農経調』の個票データを用いてモデルの計測を行った。その結果、農家世帯員の就業行動は相互に密接に関連していることが明らかとなった。

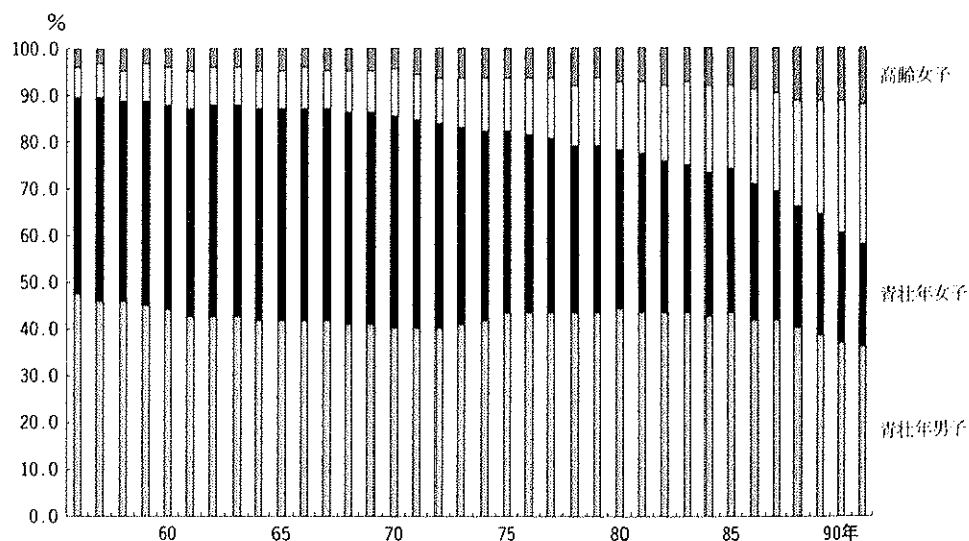
このような農家独特の柔軟な労働供給メカニズムは、これまでの農業労働力の急激な減少を少なからず緩和してきたと考えることができる。第1図は稲作の投下総労働時間の構成の推移を、農家世帯員の属性別にみたものである。この図によれば1960年代においては、青壮年男子のシェアが減少しているが、青壮年女子のシェアがそれを補うような形で上昇している。また、1970年代後半になると、青壮年女子のシェアが減少するのに対し、高齢男子・女子が逆にシェアを上げている。こうした農業就業率の調整の背景には、労働供給における世帯員間の相互関係があるのである。

かつて梅村又次〔1971〕は、景気変動によってもたらされる雇用の超過供給ないし超過需要が、縁辺労働力の逆方向の就業行動によって相殺されるという、「縁辺労働力の緩衝作用」を指摘した。これと似た現象が、農家内の労働配分でも観察されたことはきわめて興味深い。

ただし、こうした柔軟な労働供給メカニズムが、将来も引き続き維持されるかどうかについては予断をゆるさない。何故ならば、①次代の高齢者である昭和10年代生まれの農家世帯員の絶対数が、昭和一ケタ世代と比較して大幅に少ないこと、②その昭和10年代生まれの農家世帯員の農業経験が昭和一ケタ世代と比較して少なく、農業就業のポテンシャルが小さい、といった理由から、労働供給メカニズムの基礎となる直系3世代農家の再生産が次第に難しくなっているという状況があるからである。

以下、本稿で得られた主要な結果を要約すると以下ようになる。

まず、『農経調』個票データより世帯員別の農業労働時間の時系列的な推移を考察した結果、



注：『米生産費調査』各年版より作成

図1 稲作投下労働時間の構成

青壮年男女の農業労働時間が大きく減少しているのに対し、それを代替するような形で高齢者男女の農業労働時間が増加していることが明らかになった。また、各世帯員の農業労働時間の相関分析を行い、①青壮年夫婦間、高齢者夫婦間の農業労働時間が極めて高い相関を示すこと、②青壮年男女と高齢者男女の農業労働時間は、負の相関を示す傾向があることを観察した。

これらの予備的分析結果を踏まえて、農家の農業労働供給モデルを作成し、各世帯員の農業労働供給を規定している要因について分析した。その結果、各世帯員の農業労働供給には、経営規模、資本装備といった農業経営の状況が関係していることはもちろんのことであるが、他の世帯員の就業行動が相互に関連しあっていることが明らかになった。

注

- (1) 『農経調』の都府県個票より、稲作が販売金額1位作目である農家のうち青壮年夫婦、高齢者夫婦がともにいる農家を集計の対象とした。なお、ここでは青壮年を20～59才、高齢者を60才以上と定義している。
- (2) 『農経調』1985年都道府県個票より、青壮年夫婦、高齢者夫婦がともにいる農家を抽出して、販売金額1位作目別に算出した。ただし作目は、統計的に十分なサンプル数を確保できる稲作、施設野菜、路地野菜、果樹、酪農に限定した。なお、耕種については経営耕地面積、酪農については乳牛飼養頭数を規模を表す変数とし、その影響を取り除いた偏相関係数を掲げている。
- (3) 農外労働時間が農家にとって外生的に与えられているとする意見は数多くある。すなわち、現実の労働市場においては、労働の供給主体にとっては「働くか、働かないか」の選択肢が与えられているだけであって、労働時間に関する選択肢は無いとするものである。このような点を主張したものとして、例えば石田 [1981]、荒山 [1986] 等がある。
- (4) 農外賃労働所得を農外労働時間で割ることによって見かけ上、賃金率のデータを得ることはできるが、農外労働所得の男女別のデータはない。さらに本質的な問題として、農外労働に従事していない専業農家については、上記の方法によっても、彼らが直面している農外労働賃金率を得ることができない。したがって、何らかのかたちでの推計が必要となってくる。
- (5) 稲作農家については、水稲依存率（農業粗収益に占める稲作粗収益の割合）、野菜作農家については施設ダミー（施設野菜が主の場合1）、果樹農家の場合はりんご作ダミー（りんご農家の場合1）を用いている。
- (6) Kang and Maruyama [1992] は、この計測結果より、Kuroda and Yotopoulos [1978] の、資本と農業労働は農業生産において補完関係にあるとする結論を批判している。

参考文献

- [1] 荒山裕行「農家の時間配分—動学的・家計的生産関数モデルによる実証研究—」,『農業経済研究』第58巻第3号,1986年。
- [2] 有澤廣巳「賃金構造と経済構造」,中山伊知郎編『賃金基本調査』,東洋経済新報社,1956年。
- [3] Douglas,P.H. The Theory of Wages, N.Y.Kelly & Milman 1934.
- [4] 福井浩一「農家女子の労働力参加とその規定要因」,『農業経済研究』,第61巻第4号,1990年3月,pp.218～225.
- [5] 本川明,森隆司「高齢者の就業率変化に関する要因分析」,『労働統計調査月報』,第33巻,1981年。
- [6] 石田正昭「農家女子の就業行動」『農業経済研究』,第55巻第1号,1983年,pp.1～10.
- [7] 石田正昭「農家の労働供給モデル」『農業経済研究』,第53巻第1号,pp.16～25.
- [8] Kang,W. and Maruyama,Y. "The Effects of Mechanization on Time Allocation of Farm

- Households: A Case Study in Hokuriku, Japan" *Journal of Rural Economics*, Vol.64, 1992, pp. 119-125. 1981年6月, pp. 16~25.
- [9] Kuroda, Y. and Yotopoulos, P.A. "A Microeconomic Analysis of Production Behavior of the Farm Household in Japan—Profit Function Approach—." 『経済研究』第29巻第2号, 1978年, pp. 116-129.
- [10] 丸山義皓『企業・家計複合体の理論』, 創文社, 1984年.
- [11] 中嶋千尋『農家主体均衡論』, 富民協会, 1983年.
- [12] 茂野隆一『農家高齢者の就業行動』, 『農業経済研究』, 第61巻第2号, 1989年, pp. 66~77.
- [13] 茂野隆一『農家労働力の世代構成と就業行動』, 『農業総合研究』, 第46巻第4号, 1992年, pp. 1~33.
- [14] 茂野隆一『農業労働供給構造の推計』, 『農業経済研究』, 第66巻2号, 1994年, pp. 73~79.
- [15] 田中修『農業の均衡分析』, 有斐閣, 1967年.
- [16] 梅村又次『労働力の構造と雇用問題』, 岩波書店, 1971年.