



Title	農家家計モデルによる農外就業機会の評価
Author(s)	草刈, 仁; KUSAKARI, Hitoshi
Citation	北海道大学農経論叢, 40, 47-62
Issue Date	1984-02
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/10981
Type	departmental bulletin paper
File Information	40_p47-62.pdf



農家家計モデルによる農外就業機会の評価

草 刈 仁

目 次

1. はじめに	47
2. 理論的フレームワーク	48
1) 農家家計モデルの設定	48
2) 農家家計所得の内生化	52
3. 計測方法	53
4. 計測結果の検討	55
1) 計測結果	55
2) 考 察	58
5. むすび	61
引用文献	62

1. はじめに

農家の兼業化の進展は、その量とスピードにおいて戦後わが国農業の特徴である。農家労働力を農外就業へ指向させた供給側の要因として、機械/労働相対価格の低下に誘発された労働節約的技術進歩の貢献が大きかったと考えられている。偏向的技術進歩は農業生産における要素結合比率の変容過程であり、この点に関しては生産関数上の分析課題として多くの成果を見ている¹⁾。

他方、戦後期を通じ、農家所得に占める農外所得シェアは増加の途をたどり、家計分析における農外就業の重要性を高めている。

そこで小稿の目的は、農家の視点に立ち、この間、かような農外就業機会が農家家計にとってどのような役割を果たしてきたのか、農外就業機会の有

1) 偏向的技術進歩の計測とサーベイについては茅野〔4〕を参照されたい。

する性格を考慮しながら、実証的に明らかにすることにある²⁾。

分析は農家家計に関わる種々の外生変数を想定し、その与件変動効果の計測を通してなされる。分析目的に沿い、2節で農家の生産・消費両活動を結節した農家家計モデルを呈示する。その際、非農業労働市場は常勤市場と臨雇市場の2つに分けられる。続く3節で計測方法についての説明を行なう。計測結果と結果の検討は4節で与えられる。最後に、全体の要約を5節で述べる。

2. 理論的フレームワーク

1) 農家家計モデルの設定

農家は市場を通じて生産・消費の両活動を行なう経済主体である。生産主体としての農家は農産物価格および投入要素価格に対応して、技術的制約のもとで生産活動を行なう。また消費主体としての農家は、農業利潤および農業・非農業の労働収入を主な源泉とする所得制約のもとで消費活動を行なう。消費を規定する価格要因は消費財価格である。

農家家計を以上の枠組で捉え、家計の経済活動にインパクトを与える外生変数として、小稿では次に示す市場価格を想定する³⁾。

- i) 農業労働賃金 (w_1)
- ii) 非農業常勤労働賃金 (w_2)
- iii) 非農業臨雇労働賃金 (w_3)
- iv) 農産物価格 (p_y)
- v) 購入消費財 (サービスを含む) 価格 (q)
- vi) 可変投入要素価格 (p_v)

ここで、非農業労働を常勤・臨雇に分割する理由は、農家が常勤または臨

2) 広範かつ迅速な兼業化の進展という戦後わが国農業の特徴を俯瞰する際に、偏向的技術進歩の効果が強調される一方で、農外就業機会が農家家計におよぼす役割についての実証的評価は、それ自体中心的な分析課題として取り扱われてこなかった点である。小稿の分析目的はこの点にある。以下の分析では農家の経済活動に対する意思決定は、農家家計をその単位としてなされることが仮定されている。

3) 投資の波及効果等を積極的に評価する動態的視点は、この際捨棄されている。後に述べるように家計所得を内生化的にすることによる家計所得効果の評価が、分析目的から重要な点である。

雇労働に就業しようとする際のコストには開差が存在するという仮定によるものである。

常勤労働は農業労働との競合の可能性が高く、特に農業労働のピーク時の制約は大きいと考えられる。これに対して臨雇の場合、競合の回避は容易である。また需要サイドの要求する労働の質（技能・熟練度・能率・職場適応能力等）にも、平均的に両者の間に差があるとみるのは妥当であろう。

以上、農家が非農業労働市場へ参入する際の放棄収入・調整や適応のためのコスト等を合計したものを、ここで「参入コスト」と呼ぶとすれば、常勤労働と臨雇労働の間には参入コストに開差が存在するという仮定により、小稿では非農業労働市場を2つに分割する。

すなわち、農家は参入コストの差をもって、非農業労働市場を常勤市場と臨雇市場に識別していることが期待されている⁴⁾。

上述の設定に立ち、農家の生産活動について(1)式の農業生産関数を、また消費活動について(2)式の家計効用関数を想定する⁵⁾。

・農業生産関数

$$Y = F(X_1, X_v, Z, T) \quad (1)$$

ただし、

Y：生産量

X₁：年間労働投入日数

X_v：可変投入要素投入量

Z：固定投入要素投入（フロー）量

T：技術水準指数

4) 小稿でいう「参入コスト」は、トランスアクション・コストに属するものである。家計単位としての農家をさらにその構成員のもつ属性別に分類した場合、農業後継者を除く新規卒者等は参入コストが低く、従って開差も小さいと考えられる。関連する研究として、移動コストを含めた供給価格の相違から、農工間労働移動の様相を説明した増井〔9〕がある。また、非農業就業機会を常勤と臨雇に分割して農家の労働供給を論じた計量分析は、石田〔6〕でなされている。

5) 以下、日数は男女間賃金格差に基づいて能力換算された男子単位、賃金は1日当たり男子賃金率である。

◦家計効用関数

$$U = U(L_1, L_2, L_3, L_4, C, M) \quad (2)$$

ただし、

L_1 : 農業労働就業成員の年間余暇日数

L_2 : 非農業常勤就業成員の年間余暇日数

L_3 : 非農業臨雇就業成員の年間余暇日数

L_4 : 被扶養者成員の年間余暇日数

C : 農産物年間消費量

M : 購入消費財（サービスを含む）年間消費量

(1), (2)式より農家就業成員の時間制約を含めた収支均等式は(3)式で与えられる。

$$\begin{aligned} & (p_y Y - w_1 X_1 - p_v X_v) + \sum_{j=1}^3 w_j (D_j - L_j) + A \\ = & (p_y Y - w_1 X_1 - p_v X_v) + \sum_{j=1}^3 w_j S_j + A \\ = & p_y C + qM \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、

D_j ($j=1, 2, 3$): それぞれ農業, 非農業常勤, 非農業臨雇就業成員の年間利用可能日数

S_j ($j=1, 2, 3$): それぞれ農業, 非農業常勤, 非農業臨雇就業成員の年間労働日数

A : 調整項 ($A = AI - SV - R$; AI : 資産所得, SV : 貯蓄, R : 租税公課)

またここで、

$$X_1 = S_1 + \Delta$$

$\Delta > 0$: 農業労働力を他家計から雇用

$\Delta < 0$: 農業労働力を他家計へ供給

である。

(3)式より、(2)式に対応する予算制約式は、

$$\begin{aligned}
 I &= (p_y Y - w_1 X_1 - p_v X_v) + \sum_{j=1}^3 w_j D_j + A \\
 &= \sum_{j=1}^3 w_j L_j + p_y C + qM
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

となる⁶⁾。

(1)~(5)式より農家家計の効用最大化についての目的関数は、

$$\begin{aligned}
 V &= U(L_1, L_2, L_3, L_4, C, M) \\
 &+ \lambda \left[I - \left\{ (p_y F(X_1, X_v, Z, T) - w_1 X_1 - p_v X_v) + \sum_{j=1}^3 w_j D_j + A \right\} \right]
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

ただし、 λ : ラグランジュ乗数

となり、(6)式よりその1階の条件は以下の(7)~(9)式で与えられる⁷⁾。

$$U_{\theta_i} - \lambda p_{\mu_i} = 0 \quad (i = 1, \dots, 6)
 \tag{7}$$

ただし、 θ_i 、 p_{μ_i} はそれぞれ*i*について、

$$\theta_i : L_1, L_2, L_3, L_4, C, M$$

$$p_{\mu_i} : w_1, w_2, w_3, 0, p_y, q$$

$$\left. \begin{aligned}
 p_y F_{X_1} - w_1 &= 0 \\
 p_y F_{X_v} - p_v &= 0
 \end{aligned} \right\}
 \tag{8}$$

$$I - \left[\left\{ p_y F(X_1, X_v, Z, T) - w_1 X_1 - p_v X_v \right\} + \sum_{j=1}^3 w_j D_j + A \right] = 0
 \tag{9}$$

(7)~(9)式で示される連立方程式体系において、(8)式は p_y 、 w_1 、 p_v 、 Z 、 T が所与のもとで(7)および(9)式と独立に生産活動における利潤最大化の条件を与えている。また、(7)および(9)式は家計消費活動における効用最大化条件である⁸⁾。

生産活動により得られる農業利潤が、(9)式で家計所得の構成要素であることから、以上の設定に拠れば、1階の条件は、農家は最大化された農業利潤を家計の一部として、最大利潤を含む予算制約のもとで家計の効用を最大に

- 6) 経済理論は余暇需要が所得に依存することを説明している。家計行動にこの関係を取り込むことのアイディアはBecker〔3〕に依るところが大きい。合わせてHeckman〔5〕参照。(5)式の左辺IはBeckerのいう完全所得(full income)である。
- 7) 以下の条件設定については黒田〔8〕参照。
- 8) 農業労働市場への参加を考慮することにより、農家の生産・消費両活動における最適解の同時的決定を回避する試みは、Jorgenson and Lau〔7〕, Barnum and Squire〔2〕3章で示唆されている。 S_1 と X_1 の独立性を前提とするこの種のモデルをわが国に適用した場合の問題点は、競争的農業労働市場の介在についての現実妥当性にあると考えられる。

するべく行動するというリカーシヴな径路で、農家家計の経済活動が説明され得ることを示している⁹⁾。

2) 農家家計所得の内生化

前小節で農家家計の経済活動が生産・消費の逐次径路により説明されることを示したが、ここではその径路に沿い、家計所得の内生化を行なう¹⁰⁾。

いま、農家就業成員の余暇需要関数を次の形で想定しよう。

$$L_i = L_i(w_1, w_2, w_3, p_y, q, I) \quad (i=1, 2, 3) \quad (10)$$

ここで就業成員の時間的制約

$$L_i = D_i - S_i \quad (i=1, 2, 3)$$

より、労働供給関数は

$$S_i = S_i(w_1, w_2, w_3, p_y, q, I) \quad (i=1, 2, 3) \quad (11)$$

である。

また、この時の家計所得は(5)式より

$$\begin{aligned} I &= (p_y Y - w_1 X_1 - p_v X_v) + \sum_{j=1}^3 w_j D_j + A \\ &= \Pi(p_y, w_1, p_v, Z, T) + \sum_{j=1}^3 w_j D_j + A \end{aligned} \quad (12)$$

ただし、 $\Pi(p_y, w_1, p_v, Z, T)$ は(1)式の生産関数に対応した利潤関数

である。

(11)・(12)式を全微分すると、

$$dS_i = \sum_{j=1}^3 \frac{\partial S_i}{\partial w_j} dw_j + \frac{\partial S_i}{\partial p_y} dp_y + \frac{\partial S_i}{\partial q} dq + \frac{\partial S_i}{\partial I} dI \quad (i=1, 2, 3; j=1, 2, 3) \quad (13)$$

$$dI = \frac{\partial \Pi}{\partial p_y} dp_y + \frac{\partial \Pi}{\partial w_1} dw_1 + \frac{\partial \Pi}{\partial p_v} dp_v + \frac{\partial \Pi}{\partial T} dT + \sum_{j=1}^3 D_j \frac{\partial \Pi}{\partial w_j} dw_j \quad (j=1, 2, 3) \quad (14)$$

となるが¹¹⁾、(13)・(14)式より、例えば賃金について家計所得を内生化した労

9) わが国では黒田〔8〕が主体均衡論の立場から、1960年半ばにおいて平均的農家が利潤および効用の双方を最大化し、経済合理的に行動していたことを示している。

10) 家計所得の内生化において、生産・消費両活動を結節することの本来の含意は、家計所得を構成する農業利潤の内生化にある。Barnum and Squire〔2〕6章参照。

11) $Z, D_j (j=1, 2, 3), A$ は外生変数の変化に対し一定と考えられている。

働の供給弾力性は、

$$\eta_{s_i w_j} = \epsilon_{s_i w_j} + e_{s_i w_j} \quad (i = 1, 2, 3; j = 1, 2, 3) \quad (15)$$

ただし、

$$\eta_{s_i w_j} = \frac{dS_i}{dw_j} \frac{w_j}{S_i} \quad \epsilon_{s_i w_j} = \frac{\partial S_i}{\partial w_j} \frac{w_j}{S_i}$$

$$e_{s_i w_j} = \epsilon_{s_i I} \left[(w_j D_j / I) + \epsilon_{\pi w_j} (\Pi / I) \right]$$

$$\epsilon_{s_i I} = \frac{\partial S_i}{\partial I} \frac{I}{S_i} \quad \epsilon_{\pi w_j} = \frac{\partial \Pi}{\partial w_j} \frac{w_j}{\Pi}$$

で表わされる。

(15式の $e_{s_i w_j}$ で示される項は家計所得変化の貢献部分であり、小稿では以下この項を「家計所得効果」と呼ぶことにする¹²⁾。

3. 計測方法

本節では(15式を算出するための計測方法を示す¹³⁾。

はじめに(15式の ϵ で表わされる項は、次の需要体系モデルによって算出される弾力性である。

いま、(2式の家計効用関数に加法的嗜好 (additive preference) を仮定して、(16式で特定化する¹⁴⁾。

$$U = \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln(L_i - \gamma_i) + \beta_4 \ln(C - \gamma_4) + \beta_5 \ln(M - \gamma_5) + \beta_6 \ln(L_6 - \gamma_6) \quad (16)$$

(16式に対応する予算制約式は(5式と同様である。(5式の予算制約のもとで(16式について効用最大化の1階の条件を導出し、収支均等条件¹⁵⁾(adding-up condition)を付すことにより、(17式の需要体系(線形支出体系:L.E.S.)が導かれる¹⁶⁾。

12) (15式は弾力性タームで左辺を価格の貢献部分と家計所得の貢献部分に分解したものである。

13) 計測に際しては、農家家計の効用および農業利潤最大化行動が仮定されている。

14) γ_i ($i = 1, \dots, 6$) は通常、時間を含めて基礎消費量 (minimum required, subsistence or committed quantities) と解されている。 \ln は自然対数。

15) $p_i x_i$ を i 財についての支出額とすると、 $\sum_{i=1}^N p_i x_i = I$ であるが、L. E. S. では $\sum_{i=1}^N \partial p_i x_i / \partial I = \sum_{i=1}^N \beta_i = 1$ と同値である。ここでは1階の条件より $\beta_6 = 0$ となるので $\sum_{i=1}^5 \beta_i = 1$ 。

$$\begin{aligned}
 w_i L_i &= w_i \gamma_i + \beta_i (I - B) \quad (i=1, 2, 3) \\
 p_y C &= p_y \gamma_4 + \beta_4 (I - B) \\
 qM &= q \gamma_5 + \beta_5 (I - B)
 \end{aligned} \tag{17}$$

$$\text{ただし, } B = \sum_{j=1}^3 w_j \gamma_j + p_y \gamma_4 + q \gamma_5$$

ここで,

$$\gamma_i = D_i - \bar{\gamma}_i \quad (i=1, 2, 3) \tag{18}$$

とおこう。

(18)式を(17)式に代入して整理した変形式を行列表示すると,

$$\begin{bmatrix} w_1 S_1 \\ w_2 S_2 \\ w_3 S_3 \\ p_y C \\ qM \end{bmatrix} = \left(I - \sum_{j=1}^3 w_j D_j \right) \begin{bmatrix} -\beta_1 \\ -\beta_2 \\ -\beta_3 \\ \beta_4 \\ \beta_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1-\beta_1 & -\beta_1 & -\beta_1 & \beta_1 & \beta_1 \\ -\beta_2 & 1-\beta_2 & -\beta_2 & \beta_2 & \beta_2 \\ -\beta_3 & -\beta_3 & 1-\beta_3 & \beta_3 & \beta_3 \\ \beta_4 & \beta_4 & \beta_4 & 1-\beta_4 & \beta_4 \\ \beta_5 & \beta_5 & \beta_5 & \beta_5 & 1-\beta_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \bar{\gamma}_1 \\ w_2 \bar{\gamma}_2 \\ w_3 \bar{\gamma}_3 \\ p_y \gamma_4 \\ q \gamma_5 \end{bmatrix} \tag{19}$$

と表わされる¹⁷⁾。

(19)式から β_i ($i=1, \dots, 5$), $\bar{\gamma}_i$ ($i=1, 2, 3$), γ_4 , γ_5 を推定することにより, (15)式の ϵ を算出する。なお, 推定方法は Stone [11] および Zellner [13]の方法を援用した¹⁸⁾。

次に(15)式の ϵ で示される利潤弾力性の算出は以下の方法に依った。

まず, (1)式の生産関数をコブーダグラス型で特定化する。

$$Y = A X_1^{\alpha_1} X_2^{\alpha_2} X_3^{\alpha_3} Z^{\alpha_4} \exp(\alpha_5 T) \tag{20}$$

(20)式の双対として導かれるコブーダグラス型利潤関数は,

$$\Pi^* = A' w_1^{\alpha_1} p_y^{\alpha_2} q^{\alpha_3} Z^{\alpha_4} \exp(\alpha_5 T) \tag{21}$$

16) 加法的選好を仮定した(直接)効用関数の特定化から出発する L. E. S. は, i) 劣等財が排除される, ii) 財の種類が多くなると, 財間で自己価格弾力性と所得弾力性の間に比例関係が生じる, という事前的制約をもつ。適用に際しては財のカテゴリーズに十分注意を払わねばならないが, 小稿の分析目的から(17)式の財分類に従って用いる限り, これらの制約による障害は実質的に回避されよう。需要体系の性能に関する比較・検討は澤田 [10] に詳しい。

17) 余暇需要関数から労働供給関数への変換については, Abbott and Ashenfelter [1] 参照。

18) 実際には, 方程式間で γ , $\bar{\gamma}$ が等しいとする制約付 GLS 推定である。その際, β および γ , $\bar{\gamma}$ をパラメータが安定するまで交互に反復推定することにより, 線形推定にもち込んだ。

ただし、

$$\Pi^* = \Pi / p_y, \quad \Pi = p_y Y - w_1 X_1 - p_v X_v$$

$$w_1^* = w_1 / p_y, \quad p_v^* = p_v / p_y$$

である¹⁹⁾。

②式は①式の右辺第1項で与えられた利潤関数に対応するものである。②式において①式の ε にあたる部分は、それぞれ α'_1 、 α'_2 である。また農産物価格の利潤弾力性を $\varepsilon_{\Pi p_y}$ とすると、②式が $\varepsilon_{\Pi p_y}$ 、 α'_i ($i=1, 2$) について1次同次であるという利潤関数の性質より、

$$\varepsilon_{\Pi p_y} = 1 - \sum_{i=1}^2 \alpha'_i \quad (22)$$

となる。

①式は、以上の推定手続きを経て算出された弾力性により構成されている。

計測に必要なデータのなかで、その主なものは『農家経済調査報告』の「都府県」平均データより作成した。計測期間は昭和35年から54年である²⁰⁾。他の資料として『農家生計費統計』、『農村物価賃金統計』、『物財統計』、『毎月勤労統計』等を用いている²¹⁾。

4. 計測結果の検討

1) 計測結果

線形支出体系より導出した①9式の計測結果を第1表に示す。ただし、このうち①9式の β_3 については、線形支出体系における収支均等条件によって事後的に算出した値である。

- 19) 相対価格表示は、生産物価格と可変投入要素価格について1次同次であるという同次生産関数の双対としての利潤関数の性質に拠っている。
- 20) 計測期間中、農家の農業就業日数が異常に高い値を示していると思われる43年および凶作年の46年、51年は系列から除外した。
- 21) 農産物価格指数は鳥居 [12] に依拠してディヴィジア型で算出した。また可変投入要素および購入消費財についての価格指数は、サブ・カテゴリーの段階で抽出される品目を、代表的なもの10品目以内におさえた簡便法より算出したディヴィジア指数である。需要体系における価格系列のデフレーターとしては「農村の生活資材価格指数」を用いた。また技術水準指数は土地生産性指数と労働生産性指数の幾何平均値、固定投入要素はフロー価額タームである。

第1表 線形支出体系計測結果

変数	β	$\bar{\gamma}_1$	$\bar{\gamma}_2$	$\bar{\gamma}_3$	γ_4	γ_5	R ²
農業	.051 (63.724)	8.197 (111.165)	11.101* (2.589)	24.822 (30.529)	8.644 (124.597)	71.017 (150.152)	.920
非農業常勤	.461 (209.582)	8.197 (111.165)	11.101* (2.589)	24.822 (30.529)	8.644 (124.597)	71.017 (150.152)	.427
非農業臨雇	.258	8.197	11.101	24.822	8.644	71.107	
農産物	.039 (83.758)	8.197 (111.165)	11.101* (2.589)	24.822 (30.529)	8.644 (124.597)	71.017 (150.152)	.967
購入消費財	.189 (176.698)	8.197 (111.165)	11.101* (2.589)	24.822 (30.529)	8.644 (124.597)	71.017 (150.152)	.821

註 a) $\bar{\gamma}$ 、 γ についての制約付GLS推定による。
 b) 非農業臨雇の推定値は $\sum_{i=1}^5 \beta_i = 1$ の制約より事後的に算出された値である。
 c) ()内はt値、有意水準5%ですべての推定値がゼロと有意差をもつ。
 * 1%でゼロと有意差のないもの。

第2表 利潤関数計測結果

$\ln A'$	α'_1	α'_2	α'_3	α'_4	α'_5	R ²
15.544** (7.331)	-1.268** (-4.316)	-.924* (-3.006)	.417* (2.474)	1.461* (3.034)	-.088 (-1.078)	.979

註 a) 計測式： $\ln \Pi^* = \ln A' + \alpha'_1 \ln w_1^* + \alpha'_2 \ln p_2^* + \alpha'_3 \ln Z + \alpha'_4 T + \alpha'_5 D + u$
 ただし、D：政策ダミー（昭和35～44年：0、45～54年：1）、u：攪乱項
 b) ()内はt値、*、**はそれぞれ有意水準5%、1%でゼロと有意差をもつもの。

計測結果は、非農業常勤労働についての決定係数が低いことを除いて、統計的に満足すべきものであった。なお非農業常勤労働を含めて、推定されたt値は、パラメータが5%水準ですべて有意であることを示している。また、 β および $\bar{\gamma}$ 、 γ はすべて正であり、理論的符号条件を満たしている²²⁾。

次に(2)式の利潤関数についての計測結果は、第2表に示したとおりである²³⁾。推定パラメータは、政策ダミーについての α'_5 を除いて5%水準で有

22) (6)式で、限界効用減滅の条件は $0 < \beta_i < 1$ ($i = 1, \dots, 5$)。

第3表 農家の労働供給弾性値(I)

$x_j \setminus S_i$	$\epsilon_{s_{ixj}} (i=1, 2, 3; j=1, \dots, 6)$		
	S_1	S_2	S_3
w_1	.56	.17	.75
w_2	+	.66	.74
w_3	-	-.57	7.40
p_v	+	.12	.52
q	.15	.87	3.67
I	-.20	-1.16	-4.89

註) $|\epsilon_{s_{ixj}}| < .10$ の場合は符号のみを記した。

第4表 農家の労働供給弾性値(II)

$x_j \setminus S_i$	$\eta_{s_{ixj}} (i=1, 2, 3; j=1, \dots, 7)$		
	S_1	S_2	S_3
w_1	.52 (-.04)	-* (-.22)	-.17* (-.92)
w_2	-* (.11)	+ (-.64)	-1.95* (-2.69)
w_3	-.12 (-.03)	-.66 (-.09)	7.01 (-.39)
p_v	-* (-.11)	-.50* (-.62)	-2.12* (-2.64)
q	.15	.87	3.67
p_v	+ (+)	.18 (.18)	.76 (.76)
T	- (-)	-.26 (-.26)	-1.11 (-1.11)

- 註 a) $|\eta_{s_{ixj}}| < .10$ の場合は符号のみを記した。
 b) ()内は家計所得効果($\epsilon_{s_{ixj}}$)を表わす。
 c) *は $\epsilon_{s_{ixj}}$ (第3表)に対し、符号が逆転したもの。

意であった。また、理論的符号条件はすべてのパラメータについて満たされている²⁴⁾。

これらの計測結果をもとに、(15)式の労働供給弾性値を算出した結果が第3表・第4表である²⁵⁾。このうち、第3表は(15)式の ϵ に対応する価格および所得弾性値であり、また家計所得効果を評価した η の値は第4表で与えられている²⁶⁾。

第4表では2節で掲げたi)~vi)の市場価格に加え、生産関数にホモセティックなシフト²⁷⁾を仮定した中立的技術進歩による効果を T として合わせて評価している。

2) 考察

以上の計測結果をもとに、結果についての考察を行なう。特に農家家計にとって農外就業機会のもつ役割を考察することが、ここでの中心的な目的である。

第3表・第4表の検討に移るまえに、まず農家家計所得の構成内容について確認しておこう。(3)式のAで示される租税・ストックについての調整項を差し引いた農家所得に占めるそれぞれのシェアを、計測期間の平均値で評価すると、その構成内容は農業所得 ($w_1S_1 + \Pi$) 48%, 非農業常勤労働収

23) 実際には(2)式に稲作生産調整の政策ダミーを加え、第2表の註a)に示す計測式に従った。これは都府県農業の稲作シェアが大きいことを考慮したものであるが、ダミーについては有意な値が得られなかった。

24) コブ-ダグラス型では、同型の利潤関数と生産関数の間に自己双対 (self-dual) の関係が保証されているので、 α_1' , α_2' の大きさをチェックする目的で、これらから対応する生産弾力性 α_1 , α_2 を求めたところ、 $\alpha_1 = 0.397$, $\alpha_2 = 0.289$ であった。労働の生産弾力性が若干大きくでているくらいがある。また農産物価格の利潤弾力性は、 $\epsilon_{\Pi P} = 1 - \sum_{i=1}^2 \alpha_i' = 3.192$ であり、中立的技術のそれは、 $\epsilon_{\Pi T} = \alpha_4' \bar{T} = 1.344$ (ただし \bar{T} は技術水準指数の平均値) であった。

25) 煩雑さを避ける目的で、弾力性の絶対値が0.1未満のものについては、その符号のみを記した。

26) 第3表から自己価格と所得の弾力性比を計算すると、 $\epsilon_{s_i w_i} / \epsilon_{s_i I}$ ($i=1, 2, 3$) はそれぞれ-2.80, -0.57, -1.51と異なった値であり、L. E. S. で事前的制約とされる両弾力性の比例的関係はみられなかった (脚註16)。当該モデルでは財の分離水準が低いため、この制約が回避されたものと考えられる。

27) ホモセティック関数は f が同次関数のとき、 $y = g(f)$, $\partial g / \partial f > 0$ と表わされるが、コブ-ダグラス型では $\partial g / \partial f = 1$ となるため、実際に評価される中立的技術進歩による効果は、ホモジニアスなシフト効果と同意である。

入 (w_2S_2) 46%, 非農業臨雇労働収入 (w_3S_3) 6%であった²⁸⁾。

すなわち、農業利潤と農業労働収入を合計した農業所得全体と非農業の常勤労働収入はほぼ等しく、臨雇による収入は家計所得全体の1割にも満たない。シェアで見ると、農家家計にとって、所得獲得機会としての常勤労働市場の担う役割は圧倒的に重要であり、また臨雇労働市場の重要性は小さい。

以下、次の2点を中心に考察を進めたい。その第1点は、2節で仮定したような参入コストの相違から、農家が農外就業機会を常勤、臨雇の2つの市場に識別している経緯が認められるかという点である。また第2点は、農家所得の構成シェアをもって、すなわち農家にとっての農外就業機会の果たす重要度と看做し得るかという点である²⁹⁾。この順に検討を進めよう。

はじめに第1点について、家計所得を一定とおいた第3表で非農業常勤・臨雇それぞれの自己価格弾性値は正であるが、臨雇のそれがきわめて弾力的であるのに対して常勤の反応は非弾力的である。これは家計所得効果を評価した第4表で、一層明瞭な点である。第4表から同じく自己価格弾性値を観察すると、家計所得の効果により常勤については自己価格の変化がほとんど効力をもたず、臨雇が依然弾力的反応を示しているのと対蹠的である。

また第4表でそれぞれの交差項をみると、常勤賃金の上昇が、相対的に大きな家計所得効果を通じて、臨雇労働を弾力的に減少させるのに対し、臨雇賃金の上昇が常勤労働を減少させる効果は小さい。

これらの計測結果を勘案すると、常勤・臨雇に対して同等の水準で、価格変化に対する可逆的の反応を期待することには無理があると言わねばならない。第4表を常勤と臨雇について縦に眺めてみると、総じて臨雇が弾力的反応を示すのに対し、常勤の反応は非弾力的であることに気がつかれよう。両者の反応の差が参入コストの開差をもって生じたものであり、また参入コストの高さが常勤の反応を非弾力的なものにしていると理解されるのである。

28) 【農家経済調査報告】に拠っている。小稿で常勤労働は「職員勤務」と「恒常的賃労働」の和であり、また「臨時的賃労働」をもって臨雇労働としている。

29) 戦後、農業政策が農業所得の不安定性に関するリスクの軽減を意図してきたこと、およびその過程で農家が農外所得依存度を漸次高めてきたことが、近年「農家家計の勤労者家計化」といわれる由縁である。しかしながら、所得の面から家計の質的变化を捉える場合、その構成シェアの変化だけでなく、家計所得の限界的調整機会の機能についても注意を払う必要がある。

以上の考察事項から、農家は両市場を識別しているとみるのが妥当であろう。

次に、農家が両市場を識別しているとすれば、それでは常勤・臨雇についての所得構成シェアが、同時にその役割の重要度を表わすものであるかという点について検討する。

先程指摘したように、農家所得に対し大きなシェアを占める常勤の反応は非弾力的であり、1割に満たないシェアの臨雇の反応は弾力的であった。この結果は何を意味するのであろうか。

例えば第4表で、生産関数のホモセティックなシフトによる中立的技術進歩(T)の効果に注目してみよう。中立的技術進歩による家計所得効果に対し、弾力的に反応しているのは臨雇労働のみである。この結果はまた、天候不順等の外生的要因により生産関数が下方にシフトした場合、農家は家計所得を補填するために臨雇市場にその機会を求めるとする解釈につながる。先の常勤賃金に対する臨雇労働の弾力的反応の鍵も、その家計所得効果にあった。このような臨雇労働の弾力的反応は、農産物価格・購入消費財価格の変化に対しても同様に観察されるところである。

すなわち、常勤労働機会がその家計所得に占めるシェアの大きさからみて、きわめて重要な所得構成要素であったことに対し、臨雇労働機会は、その収入自体のシェアは小さいものの、むしろ家計所得の変動要因に対する緩衝的役割を担う点で重要であると解されるのである。もとより、臨雇労働市場が家計所得安定化についての限界的調整機会として、その機能を十分に果たし得る誘因こそ、臨雇市場の参入コストの低さに求められるべき点なのである。

家計所得に占めるシェアという平均的観点のみから、農外就業機会の重要性を判定することは、このような限界的観点を看過することとなり、その意味で早計であると言わねばなるまい。

最後に、第4表から農業労働についての反応をみると、いずれも非弾力的である。これは、小稿で取り上げた市場価格の変化および中立的技術進歩の効果からは、農家労働力の農外流出を十分に説明できないことを示している³⁰⁾。1節の冒頭で述べたように、この点に関しては農業生産における要

30) ただし、これらの効果を評価すべく、モデルを精緻化することは可能である。小稿では捨象した点である。

素結合比率の変容過程が最も重要である。すなわち、非農業部門の労働需要が旺盛であっても、農業内部のオファー要因の成熟を待たずして、迅速かつ広範な農外就業は期待できないと推察される点を、合わせて申し述べておきたい。

5. むすび

戦後の兼業化の進展に際し、農外就業機会は農家家計にとってどのような役割を担ってきたのか——非農業労働市場を常勤市場と臨雇市場に分割し、都府県平均データに拠って、農家家計の視点から両市場の役割について実証的に検討を加えることが、小稿の分析課題であった。

分析目的より、農家の生産・消費の両活動を結節した農家家計モデルを呈示した。

農家に対して外生的な市場価格の与件変動効果に基づく計測結果は、農家は参入コストの開差をもって非農業労働市場を常勤・臨雇の両市場に識別しているとする、小稿の仮説を支持するものであった。

また家計所得の獲得機会として両市場の担う役割は、平均的観点から、そのシェアの大きさで常勤市場は重要であり、他方、限界的観点からは所得変動に対する調整機会として、臨雇市場の重要性が確認された。そこでのキー・ファクターが、生産・消費両活動の結節による家計所得効果にあり、農業が内包する特質としての所得不安定性が解消されない限り、臨雇市場の担う緩衝的役割は、重要性を損なうものではないという点を強調した。

以上、戦後を通じて数量的に捉えられた農家家計の労働供給反応から、これまで経験的に把握されていた農外就業機会の役割について、実証的見地からの評価を試み得たと考える。

付 記

日頃御指導いただいている崎浦誠治教授、土井時久助教授に深謝の意を表したい。無論、あり得べき誤りについては全て筆者の責任である。

引用文献

- [1] Abbott, M. and O. Ashenfelter, "Labor Supply, Commodity Demand and the Allocation of Time." *Review of Economic Studies*, Vol. 43, No. 135, 1976, pp. 389~412.
- [2] Barnum, H. N. and L. Squire, *A Model of Agricultural Household: Theory and Evidence*. World Bank Staff Occasional Papers, No. 27, Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1979.
- [3] Becker, G. S., "A Theory of Allocation of Time." *Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, 1965, pp. 493~517.
- [4] 茅野甚治郎「技術進歩の偏向性の計測－費用関数からの接近－」【北海道大学農経論叢】第38集, 1982, pp. 93~117.
- [5] Heckman, J., "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply." *Econometrica*, Vol. 42, No. 4, 1974, pp. 679~694.
- [6] 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, 1981, pp. 16~25.
- [7] Jorgenson, D. W. and L. J. Lau, "An Economic Theory of Agricultural Household Behavior." Paper presented at the Fourth Far Eastern Meeting of the Economic Society, Tokyo, 1969.
- [8] 黒田 誼「農家の主体均衡：一実証的研究」【農業経済研究】第51巻, 第4号, 1980, pp. 145~154.
- [9] 増井幸夫「農家労働力の供給価格」大川一司編【日本農業の成長分析】大明堂, 1963, pp. 41~56.
- [10] 澤田 学「Almost Ideal Demand Systemと食料需要分析」【北海道大学農経論叢】第37集, 1981, pp. 151~182.
- [11] Stone, J. R. N., "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand." *Economic Journal*, Vol. 64, No. 255, 1954, pp. 511~527.
- [12] 鳥居泰彦「農村物価指数の測定－理論と試算－」【三田学会雑誌】第62巻, 第8号, 1969, pp. 120~138.
- [13] Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Test for Aggregation Bias." *Journal of American Statistical Association*, Vol. 57, 1962, pp. 348~368.