



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	十勝畑作における農家女性の就業選択
Author(s)	蘇, 群; 樋口, 昭則; 淡路, 和則
Citation	北海道農業経済研究, 7(1), 1-11
Issue Date	1998-02-28
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/63142
Type	journal article
File Information	KJ00009064990.pdf



[論 文]

十勝畑作における農家女性の就業選択

蘇 群*、樋口 昭 則**、淡 路 和 則**

I. はじめに

農村労働市場の展開と農業内部の機械化などによる労働過程の変容、また生活改善活動の進行、さらに都市住民の生活様式や価値観の農村部への浸透が農家女性層の労働と生活を大きく変化させてきた。農家女性の中には伝統的な自家就労から脱して、農外就労や専業主婦化する人が増えている¹⁾。

近年、農業人口の約6割を占める農家女性を農業生産の重要な担い手として認識し、その労働供給に関する研究がみられるようになった。その代表的な研究として、石田の核所得最大化モデルと福井清一の農家女子就業選択モデルがあげられる。

石田²⁾は、農家構成員を核労働者（世帯主である夫）と非核労働者（妻）を区分して労働力としての役割を重視し、臨界規模という概念を用いて規模と労働供給との関係を分析している。結論として、夫が農業に従事すると、妻は夫の補完的労働力として自家農業へ従事する。夫がフルタイム兼業化に伴って、妻も自家農業から離れ、兼業に従事するか、家事に専念するようになる。その結果、農家女子の農業就業率が低下し、全体の就業率も低下する。すなわち、農家女子の労働供給は、

核所得者である夫の就業形態によって一方的に影響を受ける。

福井³⁾は石田の核所得仮説が（留保条件付きであるが）立証できないことを指摘したうえで、留保賃金率という概念を設けて、経営規模、市場賃金率、他の女子世帯員の存在などの要因を考慮し、農家女子の就業選択モデルを岡山県の稲作農家データを用いて構築している。結果として、女子の兼業労働市場、家族形態が農家女子の就業選択に大きく影響を与えている。

近年、北海道の農家女性の就業については、家事専従のケースが数多くなっていることが指摘される。そこで、本論文では福井モデルの農業、兼業就業選択の上に、家事専従も就業選択の対象に加え、解析する。そして都府県と違い兼業農家率の低い十勝地域の農家女性はどうのように就業選択をしているのかをここでの研究課題としたい。

具体的には、農家女性の就業確率の決定関数を推計することにより、十勝畑作農家女性の就業選択に影響を及ぼす要因およびその数量的関係を分析することにある。そして、推計された就業確率関数をもとに、農家女性の就業選択に影響を与えると考えられる当該女性の年齢、農家の耕地面積、当該女性以外の女性世帯員の存在、6歳以下の子供の数、男性兼業所得などの要因が、就業確率関

* 岩手大学大学院連合農学研究科（帯広畜産大学配置）

** 帯広畜産大学

数にどのような影響をもたらすかを計量経済学的に明らかにする。そして、農家女性が兼業（フルタイム兼業とパートタイム兼業）と農業、非就業（家事専業）を選択するモデルのそれぞれについて分析を進める。

データとしては、十勝畑作農家の昭和44～47年と昭和60～63年の個別経営調査データ⁴⁾を用い、各要素の関係とともに約16年間の年次の違いによる変化の実態を把握する。

まず、次章では、統計による農家女性の就業実態を把握する。第Ⅲ章では、農家女性の自己効用の最大化を目的として、各影響要素を考慮した、農家女性の労働供給モデルを構築する。第Ⅳ章では、これに十勝畑作農家のデータをあてはめ、ロジットモデルによる計量的な推計を行う。第Ⅴ章では、Ⅳ章での推計結果を基に、農家女性の就業選択に関する考察を行う。最終章では、本論文の

全体を総括し、今後の課題を整理する。

注1) 吉田〔8〕を参照されたい。

注2) 詳しくは石田〔3〕〔4〕を参照されたい。

注3) 詳しくは福井〔1〕〔2〕を参照されたい。

注4) 農林水産省北海道農業試験場が保有するデータである。

Ⅱ. 統計からみた農家女性の就業実態

表1と表2は、農林水産省「農家経済調査」による平成4年の都府県と北海道の農家女性の就業率と兼業就業率を経営耕地規模別に整理したものである。表1をみると、都府県の場合、女性就業率は規模と一人当たり男性所得に関連して、男性就業所得の高い小規模農家の女性就業率が低く、男性就業所得の低い大規模農家の女性就業率が高

表1 都府県の経営耕地規模別農家女性の就業率と兼業率

(平成4年)

耕地規模	～0.5ha	0.5～1.0ha	1.0～1.5ha	1.5～2.0ha	2.0ha～
世帯当たり女性数(人)	1.97	2.01	2.35	2.34	2.64
世帯当たり女性就業者(人)	0.85	1.00	1.19	1.26	1.45
世帯当たり女性兼業者(人)	0.60	0.55	0.58	0.43	0.44
女性就業率(%)	43.1	49.8	50.6	53.8	54.9
女性兼業率(%)	30.5	27.4	24.7	20.5	16.7
一人当たり男性就業所得(千円)	3,873	3,378	3,210	3,046	2,960

注1) 農林水産省「農家経済調査」による。

注2) 一人当たり男性就業所得は{農家所得*[男性労働時間/(男性労働時間+女性労働時間*0.8)]}/世帯あたり男性就業者数により求めた。

表2 北海道の経営耕地規模別農家女性の就業率と兼業率

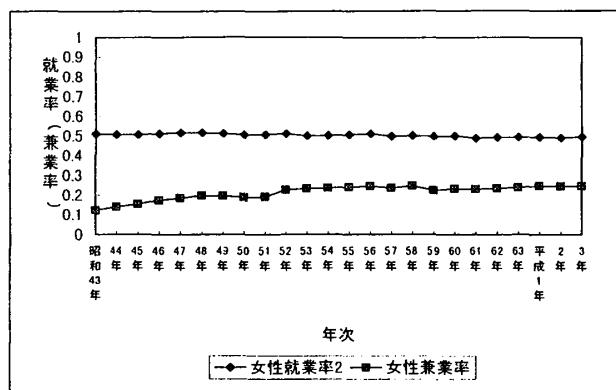
(平成4年)

耕地規模	～2ha	2～3ha	3～5ha	5～7ha	7～10ha	10ha～
世帯当たり女性数(人)	1.75	1.98	1.87	2.18	2.17	2.42
世帯当たり女性就業者(人)	1.12	1.28	1.00	1.23	1.24	1.31
世帯当たり女性兼業者(人)	0.30	0.91	0.31	0.19	0.23	0.06
女性就業率(%)	64.0	64.6	53.5	56.4	57.1	54.0
女性兼業率(%)	17.0	46.0	16.6	8.7	10.6	3.0
一人当たり男性就業所得(千円)	2,557	3,438	2,421	2,608	1,835	2,930

注) 表1の注)と同じ。

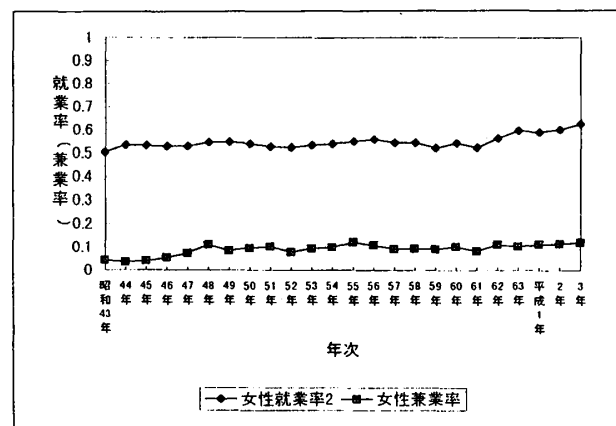
い。女性兼業率は、逆の傾向を示す。北海道の場合（表2）、経営耕地規模は都府県よりかなり大きいとはいえ、大規模より小規模農家の女性就業率が比較的高い。一人当たり男性就業所得の女性就業率に対する影響はあまり明確ではない。女性兼業率は都府県より全体的に低く、規模と一人当たり男性就業所得からの影響はあまり明確ではない。

図1と図2の時系列から農家女性の就業率と兼業率をみると、都府県の場合、兼業率が上昇している傾向があり、北海道ではその傾向があまり明確ではない。



注）農林水産省「農家経済調査」による。

図1 都府県農家女性の就業率と兼業率の推移



注）図1の注と同じ。

図2 北海道農家女性の就業率と兼業率の推移

また、農業センサスにより北海道と十勝地域の女性の各就業率（兼業、農業、非就業）を算出したものを表3と表4に示している。それをみると、北海道と十勝で農業と兼業の就業率のレベルが異なるが、いずれも、農業就業率の低下が非就業率の上昇につながっていることがわかる。

以上のような実態から、農家女性の就業に影響する要因は耕地規模と男性就業所得だけではなく、また、北海道では農家女性の非就業（家事専業）も一つの選択肢としてモデルに組み入れるべきであると考えられる。

表3 就業形態別農家女性の就業率
(北海道, 単位:%)

年次	農業就業率	兼業就業率	非就業率
75年	68.2	15.8	16.0
80年	67.2	15.1	17.0
85年	67.5	15.1	17.4
90年	66.4	14.5	19.1
95年	62.7	14.4	22.9

注） 農業センサスのデータから以下の方法で算出した。

- ①農業就業率：（自家農業だけに従事した女性数＋自家農業が主の女性数）／総女性数
- ②兼業就業率：（その他の仕事に主の女性数＋その他の仕事だけに従事した女性数）／総女性数
- ③非就業率：仕事に従事しなかった女性数／総女性数

表4 就業形態別でみた農家女性の就業率
(十勝地域)

年次	農業就業率	兼業就業率	非就業率
75年	81.7	6.0	12.3
80年	78.4	6.5	15.1
85年	77.2	7.0	15.8
90年	74.0	6.5	19.5
95年	69.8	7.0	23.1

注）表3の注）と同じ。

Ⅲ. 農家女性就業選択の理論モデル

1. 就業行動決定に関する一般的質的選択モデル (Qualitative Response Model)

ここでは、二者択一モデル (Binary Qualitative Response Model) を一般的に構築する要領で、簡単に説明する。

ある経済主体 i の確率効用は次のように定義する。

$$U_{i1} = \alpha_1 + \beta * Z_{i1} + \gamma_1 * W_i + \varepsilon_{i1}$$

ある行動を選択する

$$U_{i0} = \alpha_0 + \beta * Z_{i0} + \gamma_0 * W_i + \varepsilon_{i0}$$

ある行動を選択しない

ここで、 U_i は個人 i に関する効用関数であり、 Z_i は選択肢の 0 か 1 を第 i 経済主体が選択することで決まる変数である。 W_i は第 i 経済主体の特性を表す変数であり、 ε_i は確率的誤差項である。 α 、 β 、 γ は各パラメータである。 U 、 Z 、 W の添字のうち i 以外の数値の 1 は選択する、0 は選択しないことを示す。

ここでもし、 $U_{i1} > U_{i0}$ であるならば、経済主体 i は 1 を選択し、逆に $U_{i1} < U_{i0}$ であれば 0 を選択する。就業選択の行動に特定すれば、ある就業選択の確率は

$$\begin{aligned} P(U_{i1} > U_{i0}) \\ &= P[(\varepsilon_{i0} - \varepsilon_{i1}) < (\alpha_1 - \alpha_0) + \beta * (Z_{i1} - Z_{i0}) \\ &\quad + (\gamma_1 - \gamma_0) * W_i] \\ &= F[(\alpha_1 - \alpha_0) + \beta * (Z_{i1} - Z_{i0}) \\ &\quad + (\gamma_1 - \gamma_0) * W_i] \end{aligned}$$

となる。ここで F は確率変数 $(\varepsilon_{i0} - \varepsilon_{i1})$ の分布関数であり、その定式化をロジットモデル (Logit Model)

$$\frac{1}{1 + \exp(-x)}$$

によって行うことにする。

ロジットモデルの推定は、次の対数尤度関数を

定義して、最尤推定を行う方法を採用する。

$$\begin{aligned} \ln L \\ &= \sum_{i=1}^N Y_i \ln F(x_i \beta) + \sum_{i=1}^N (1 - Y_i) \ln [1 - F(x_i \beta)] \end{aligned}$$

ここで、 Y_i は経済主体 i が 1 を選択したとき $Y_i = 1$ 、0 を選択したとき $Y_i = 0$ に対応し、 β は効用関数の諸係数に対応するもので、推定されるべき係数値である。

2. 農家女性の就業選択モデル

本稿では、福井 (福井 [1]) を基に、農家女性の就業について①農業非就業のフルタイム兼業、②農業就業しながらのパートタイム兼業、③農業のみへの従事、④家事専業の四つの選択肢を設定し、モデルを構築する。変数には、複数年次を扱うため、年次ダミーを入れている。

(1) 兼業就業の選択

a) フルタイム兼業の時

$$\text{Max} U(C_1, L_{E1}^f) \quad (1)$$

$$C_1 = C_1(I_1, L_{\text{home}}^f, n * L_{\text{home}}^F, L_{\text{home}}^M; CH) \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{s.t. } I_1 \\ &= f(L_{\text{farm}}^M, n * L_{\text{farm}}^F; K, A) + W_{\text{full}}^f * L_{\text{full}}^f \\ &\quad + n * W_{\text{off}}^F * L_{\text{off}}^F + W_{\text{off}}^M * L_{\text{off}}^M + Y_{\text{other}} \quad (3) \end{aligned}$$

$$L_T^f = L_{E1}^f + L_{\text{home}}^f + L_{\text{full}}^f \quad (4)$$

$$L_T^M = L_E^M + L_{\text{home}}^M + L_{\text{farm}}^M + L_{\text{off}}^M \quad (5)$$

$$L_T^F = L_E^F + L_{\text{home}}^F + L_{\text{farm}}^F + L_{\text{off}}^F \quad (6)$$

b) パートタイム兼業の時

$$\text{Max} U(C_2, L_{E2}^f) \quad (7)$$

$$C_2 = C_2(I_2, L_{\text{home}}^f, n * L_{\text{home}}^F, L_{\text{home}}^M; CH) \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \text{s.t. } I_2 \\ &= f(L_{\text{farm}}^M, L_{\text{farm}}^f, n * L_{\text{farm}}^F; K, A) + W_{\text{part}}^f * L_{\text{part}}^f \\ &\quad + n * W_{\text{off}}^F * L_{\text{off}}^F + W_{\text{off}}^M * L_{\text{off}}^M + Y_{\text{other}} \quad (9) \end{aligned}$$

$$L_T^f = L_{E2}^f + L_{home}^f + L_{part}^f + L_{farm}^f \quad (10)$$

$$L_T^M = L_E^M + L_{home}^M + L_{farm}^M + L_{off}^M \quad (11)$$

$$L_T^F = L_E^F + L_{home}^F + L_{farm}^F + L_{off}^F \quad (12)$$

(2) 農業就業の選択

$$\text{Max}U(C_3, L_{E3}^f) \quad (13)$$

$$C_3 = C_3(I_3, L_{home}^f, n * L_{home}^F, L_{home}^M; CH) \quad (14)$$

$$\text{s.t. } I_3 = f(L_{farm}^M, L_{farm}^f, n * L_{farm}^F; K, A) \\ + n * W_{off}^F * L_{off}^F + W_{off}^M * L_{off}^M + Y_{other} \quad (15)$$

$$L_T^f = L_{E3}^f + L_{home}^f + L_{farm}^f \quad (16)$$

$$L_T^M = L_E^M + L_{home}^M + L_{farm}^M + L_{off}^M \quad (17)$$

$$L_T^F = L_E^F + L_{home}^F + L_{farm}^F + L_{off}^F \quad (18)$$

(3) 非就業（家事専業）の選択

$$\text{Max}U(C_4, L_{E4}^f) \quad (19)$$

$$C_4 = C_4(I_4, L_{home}^f, n * L_{home}^F, L_{home}^M; CH) \quad (20)$$

$$\text{s.t. } I_4 = f(L_{farm}^M, n * L_{farm}^F; K, A) \\ + n * W_{off}^F * L_{off}^F + W_{off}^M * L_{off}^M + Y_{other} \quad (21)$$

$$L_T^f = L_{E4}^f + L_{home}^f \quad (22)$$

$$L_T^M = L_E^M + L_{home}^M + L_{farm}^M + L_{off}^M \quad (23)$$

$$L_T^F = L_E^F + L_{home}^F + L_{farm}^F + L_{off}^F \quad (24)$$

式(1)、(7)、(13)、(19)の家計内生産関数 C_i は、世帯所得 I_i 、当該女性世帯員 f と他女性世帯員 F 、男性世帯員 M の家事労働時間、子供の数 CH によって規定される。効用関数の L_{Ei}^f はそれぞれの当該女性の余暇時間である。

式(3)、(9)、(15)、(21)はそれぞれの家計予算制約式である。当該女性以外の世帯員は兼業労働市場に直面すると考える。世帯員所得は家族世帯員の農業労働時間 L_{farm}^j ($j=M, F, f$)、農業固定資本 K と経営耕地面積 A によって規定された生産関数と、男性の兼業所得 $W_{off}^M * L_{off}^M$ と他女性世帯員兼業所得 $n * W_{off}^F * L_{off}^F$ と、農外や兼業以外のその他所得 Y_{other} の総和である。

当該女性が兼業に従事するとき、その兼業所得も世帯所得の中に含まれる。

式(4)–(6)、(10)–(12)、(16)–(18)、(22)–(24)は、各就業選択において、当該女性、他女性世帯員、男性世帯員のそれぞれの総生活時間を定義したものである。

ここで、農業労働、兼業労働、家事労働及び余暇の時間配分を内生変数として、そのほかは所与の外生変数とする。すなわち、総生活時間の時間配分以外の諸要素を外生変数として、就業選択に対する影響を分析する。それぞれの就業選択の効用水準を外生変数で表すと次のようになる。なお、兼業従事のデータ数が少ないため、以下、フルタイム兼業とパートタイム兼業を合わせて、兼業就業とした。

兼業就業の効用水準

$$Q_1 = Q(K, A, W_{off}^M, W_{off}^F, W_{full}^f, W_{part}^f, \\ L_T^j, Y_{other}, CH, n) \\ j = f, F, M \quad (a)$$

農業就業の効用水準

$$Q_2 = Q(K, A, W_{off}^M, W_{off}^F, L_T^j, Y_{other}, CH, n) \\ j = f, F, M \quad (b)$$

家事専業の効用水準

$$Q_3 = Q(K, A, W_{off}^M, W_{off}^F, L_T^j, Y_{other}, CH, n) \\ j = f, F, M \quad (c)$$

なお、各変数の内容については、表5に示す。

農家女性は、効用を最大化するため、(a)、(b)、(c)式を比較して、より有利な就業形態を選択する。具体的に、(a)と(b)を等しくするような兼業賃金率を留保賃金率 WR_1 とし、(a)と(c)を等しくするような兼業賃金率を WR_2 とし、実際の兼業賃金率と各留保賃金率を比較して、就業形態を決めると仮定する。賃金率の定義については次のように設定した。ある個人に対して市場が提示する賃金率 WM (offered wage) と、市場への労働提供がゼロの時の家計における時間の価値を留保賃金率 WR (reservation wage) という概

表5 変数一覧

C_i	それぞれの選択肢の家計内生産関数
L_E^f	当該女性の余暇時間
I	農家の世帯所得
CH	子供の数（6才以下）
$L_{home}^j \quad j=f, F, M$	当該女性、他女性、男性のそれぞれの家事労働時間
$L_{farm}^j \quad j=f, F, M$	当該女性、他女性、男性のそれぞれの自家農業労働時間
A	経営耕地面積
K	農業固定資本（年度始農業固定資本額を実質化した）
n	他女性世帯員数
$L_{off}^k \quad k=F, M$	他女性と男性のそれぞれの兼業労働時間
$W_{off}^k \quad k=F, M$	他女性と男性のそれぞれの兼業賃金率
Y_{other}	農業や兼業以外のその他所得
$L_T^j \quad j=f, F, M$	当該女性、他女性、男性のそれぞれの総生活時間
L_{full}^f	当該女性のフルタイム兼業労働時間
W_{full}^f	当該女性のフルタイム兼業賃金率
L_{part}^f	当該女性のパートタイム兼業労働時間
W_{part}^f	当該女性のパートタイム兼業賃金率

念を導入する。そして、留保賃金率は外生変数の関数で表すことができる。

$$WR_i = WR(K, A, W_{off}^M, W_{off}^F, W_{full}^f, W_{part}^f, L_T^j, Y_{other}, CH, n) \quad (d)$$

実際の計測では、他の世帯員女性の賃金率は農家家計にあまり影響しないと考え、省略する。そして、留保賃金率の推定式は次のように特定化する。

$$WR_i = \alpha_1 + \alpha_2 * A + \alpha_3 * K + \alpha_4 * W_{off}^M + \alpha_5 * CH + \alpha_6 * Y + \alpha_7 * n + \mu_i \quad (25)$$

ここで、 μ_i は攪乱項である。

農家女性は向かう市場賃金率（WM）については、フルタイム兼業を恒常賃労働と職員勤務に区分していることと、職員勤務の場合は年齢によって賃金率が違うと考えて、次のように特定化する。

$$WM = \theta_1 + \theta_2 * AG + \theta_3 * (AG - 5s)^2 + e \quad (26)$$

ここで、AGは当該女性の年齢である。sは職

種ダミーであり、s=1は職員勤務、s=0は恒常賃労働である。なお、eは攪乱項である。

Ⅳ. ロジットモデルによる推定

式(25)、(26)で特定化した賃金率を用いて、ロジットモデルを定式化すると

$$\begin{aligned} Y_i &= WM - WR_i \\ &= \lambda_0 + \lambda_1 * AG + \lambda_2 * (AG - 5s)^2 \\ &\quad + \lambda_3 * A + \lambda_4 * K + \lambda_5 * W_{off}^M \\ &\quad + \lambda_6 * CH + \lambda_7 * n + \lambda_8 * Y_{other} \\ &\quad + \lambda_9 * D_1 + \lambda_{10} * D_2 + \lambda_{11} * D_3 + \varepsilon_i \end{aligned} \quad i=1,2$$

$$\begin{aligned} Y_i' &= WR_1 - WR_2 \\ &= \beta_0 + \beta_1 * AG + \beta_2 * (AG - 5s)^2 \\ &\quad + \beta_3 * A + \beta_4 * K + \beta_5 * W_{off}^M \\ &\quad + \beta_6 * CH + \beta_7 * n + \beta_8 * Y_{other} \\ &\quad + \beta_9 * D_1 + \beta_{10} * D_2 + \beta_{11} * D_3 + \varepsilon \end{aligned}$$

ここで、 ε は攪乱項である。D₁、D₂、D₃は次

のような年次ダミーである。

年次ダミー 昭和44(60) 45(61) 46(62) 47(63)

D ₁	0	1	0	0
D ₂	0	0	1	0
D ₃	0	0	0	1

ここで、兼業（もしくは農業、非就業）に従事する場合 $Y=1$ 、従事しない場合 $Y=0$ と定義する。

当該女性就業行動の選択の確率は、次のように定義することができる。

兼業就業の場合は

$$P(Y=1)=\frac{1}{1+\exp(WM-WR_1)+\exp(WM-WR_2)}$$

$$P(Y=0)=1-P$$

農業就業の場合は

$$P(Y=1)=\frac{1}{1+\exp(WR_1-WM)+\exp(WR_1-WR_2)}$$

$$P(Y=0)=1-P$$

家事専業の場合は

$$P(Y=1)=\frac{1}{1+\exp(WR_2-WM)+\exp(WR_2-WR_1)}$$

$$P(Y=0)=1-P$$

パラメータの推定は、次のような対数尤度関数を定義して、最尤推定を行う。

$$\ln L = \sum_{i=1}^N Y_i \ln P_{i1} + \sum_{i=1}^N (1-Y_i) \ln [1-P_{i1}]$$

単純なロジットモデルによる推定結果は、表6、表8、表9に示されている⁵⁾。

注5) TSPにより推定した。 i はそれぞれの選択肢を代表する。 L は尤度であり、 P_{i1} はそれぞれの選択肢である就業選択をするときの確率であり、推定すべき係数値を含む。なお、各就業選択の合計値が1になる多選択ロジットモデルも試みたが、当てはまりが悪いので、ここでは単純なロジットモデルを用いた。

V. 推定結果の考察

表6、表8、表9は、兼業、農業、非就業（家事専業）のそれぞれについて昭和40年代と昭和60年代を比較・分析することを目的に作成した。

表6 兼業就業の選択

説明変数	パラメータ	
	40年代	60年代
定数項	-53.2672 (-1.3940)**	-64.2649 (-1.7577)***
AG	3.2161 (1.3238)**	4.1589 (1.7416)***
(AG-5s) ²	-0.0494 (-1.2712)*	-0.6270 (-1.8127)***
A	-0.0001 (-0.0553)	-0.0016 (-0.7884)*
K	0.0006 (0.6598)	-0.0004 (-1.2619)*
W _{off} ^M	1.8291 (0.9238)*	17.7486 (2.0416)***
CH	-6.4902 (-0.8460)*	-47.9265 (-1.8800)***
n	-0.2187 (-0.1300)	2.3794 (1.0676)*
Y	-0.0007 (-0.8256)*	-0.0006 (-1.4936)***
D ₁	0.2824 (0.1048)	11.0978 (1.7628)***
D ₂	0.3776 (0.1448)	8.7543 (1.7121)***
D ₃	0.1344 (0.0511)	10.0184 (1.8567)***

注1) 被説明変数は、兼業に就く場合=1、そうでない場合=0。

2) カッコ内はt値を示す。

3) ***は5%有意、**は10%有意、*は25%有意を示す。

表7 計測についての尤度と標本数

	項目	尤度	標本数
昭和 40 年代	兼業就業	-8.4343	68 (兼業従事= 5、兼業しない=63)
	農業就業	-22.3312	68 (農業従事=59、農業しない= 9)
	非就業	-9.5894	68 (非就業 = 4、そうでない=64)
昭和 60 年代	兼業就業	-7.6447	74 (兼業従事=11、兼業しない=63)
	農業就業	-25.1573	74 (農業従事=57、農業しない=17)
	非就業	-16.8060	74 (非就業 = 6、そうでない=68)

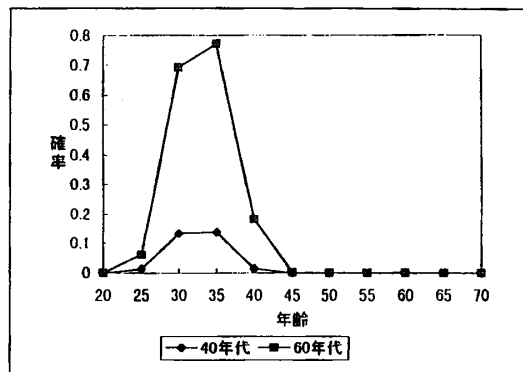
推計に用いた十勝の畑作農家のデータでは、4分の3以上の女性が農業に従事しており、兼業や専業主婦の比率は低い。しかし、農業に従事する女性の比率が昭和40年代より昭和60年代の方が低下している。それは、十勝の農家女性が伝統的な農業専従者から兼業従事者あるいは専業主婦に変わりつつあることを示している。

1. 兼業就業の選択ケース

表6をみると、市場賃金率を決める外生変数の女性の年齢には正の係数が、職種ダミーを含む年齢の二乗には負の係数がそれぞれ計測された。これは市場賃金率が兼業就業の選択にプル要因となっているが、高齢化によってその要因が減少することが示されている。

これらの係数のt値が昭和40年代と昭和60年代とも高く、信頼度が高いことから兼業に従事する確率を年齢について算出してみた。それが図3であるが、これは、求めたパラメータを用いて、当該女性の年齢だけを動かし、他の説明変数については平均値を代入して求めたものである。確率の変化からみると、昭和40年代より昭和60年代の方が兼業就業の確率が高くなっている。また、25～40才代の農家女性が兼業に従事する確率の高いことがわかる。

耕地面積については負の係数である。それは耕地面積の小さい農家の女性の方が兼業に多く従事し、面積の大きな農家の女性の兼業は少ないこと



注) 推計モデルから算出した。

図3 農家女性の年齢からみた兼業就業の確率

が表わされている。しかも、昭和40年代の方がt値が低く、最近年の方(昭和60年代)がその傾向が明確になってきたことが示されている。固定資本については昭和40年代が正の係数(t値が低い)で、昭和60年代が負の係数(t値が高い)である。これは最近年になって、固定資本の小さな農家の女性の兼業への従事が増え、固定資本の大きな農家の女性は兼業従事を避ける傾向が現れてきたものと考えられる。

世帯員間の関係については、男性兼業賃金率が正の効果を持ち、子供の数が負の効果を持つ。さらに、他女性世帯員の数も昭和40年代の負の効果(t値が低い)と昭和60年代の正の効果(t値が高い)を持つ。これらは、男性兼業賃金率の高い農家では女性も兼業に従事する傾向が強く、十勝地域では農家女性の兼業従事は男性の兼業にかなり影響されている。子供の数の多い農家の女性は兼業に従事する可能性が低いと考えられ、最近年

では他女性世帯員の数が多いと当該女性の兼業可能性が高くなることを示している。

農業や兼業以外のその他所得については、マイナスの効果を持つ。その他所得の多い農家の女性は兼業への従事が少ないことが示されている。

2. 農業就業の選択ケース

農業就業を選択する農家女性に影響する要因は、福井の研究結果では述べられていない。表8の推計結果からみると、当該女性年齢、耕地面積、男性賃金率、6歳以下の子供の存在が重要な影響を及ぼしている。

表8 農業就業の選択

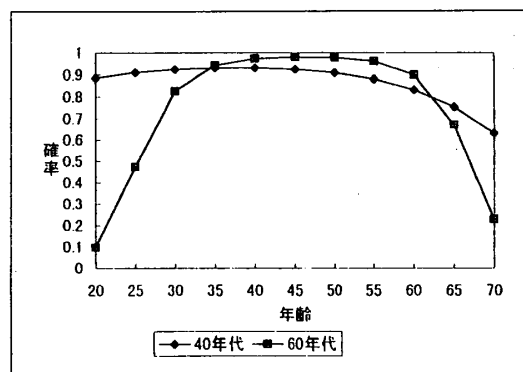
説明変数	パラメータ	
	40年代	60年代
定数項	-1.8472 (-0.2151)	-18.0522 (-2.7062)***
AG	0.1419 (0.3438)	0.8278 (2.3769)***
(AG-5s) ²	-0.0019 (-0.3781)	-0.0090 (-2.0003)***
A	0.0012 (1.0330)*	0.0008 (1.5433)**
K	-0.0002 (-0.4825)	-0.0000 (-0.2637)
W _{off} ^M	-2.6057 (-1.0385)*	-1.0826 (-1.6957)***
CH	0.3429 (0.4599)	0.8328 (1.3362)**
n	-0.2469 (-0.3902)	0.5476 (0.6984)*
Y	0.0005 (0.8102)*	-0.0000 (-0.4372)
D ₁	0.7210 (0.5565)	0.5570 (0.4972)
D ₂	-0.4015 (-0.3475)	0.7048 (0.5958)
D ₃	-0.9177 (-0.8105)*	0.5771 (0.5190)

注1) 被説明変数は、兼業に就く場合=1、そうでない場合=0。

2) カッコ内はt値を示す。

3) ***は5%有意、**は10%有意、*は25%有意を示す。

女性の年齢は正の係数が、年齢の二乗は負の係数がそれぞれ計測された。また、t値は昭和40年代が低く、昭和60年代が高くなっている。兼業選択の場合と同様に、当該女性の年齢の変化による農業就業の確率を求めて、その結果を図4に示した。それをみると、最近年では、若年層の農家女性の農業就業の確率が低くなっていることがわかる。



注) 図3と同じ。

図4 農家女性の年齢からみた農業就業の確率

耕地面積は正の係数である。それは、耕地面積の大きな農家の女性がよく農業に従事すると考えられる。

世帯員間の関係については、男性兼業賃金率が負の係数である。それは男性兼業賃金率が高くなると当該女性が農業に従事することが少なくなり、男性兼業賃金率が低いと農業就業の確率が高くなることを示している。6歳以下の子供の数が多いほど、農業従事の確率も高くなる。他女性世帯員数は昭和40年代が負の係数、昭和60年代が正の係数であるが、t値が低く、有意ではない。

農業や兼業以外のその他所得は昭和40年代が正の係数、昭和60年代が負の係数であるが、いずれも係数値、t値とも小さく、その影響は小さいものとする。

3. 非就業(家事専業)の選択ケース

家事労働に専従することは個人的意識による差があり、さらに、6歳以下の子供の数と男性賃金率が重要な影響を及ぼすと考えられる。

表9にみられるように、年齢による影響はt値が小さいため明確ではなく、年齢による非就業の確率の図化を省略した。

表9 非就業の選択

説明変数	パラメータ	
	40年代	60年代
定数項	5.3723 (0.3224)	6.2066 (0.8348)*
AG	-0.4100 (-0.5043)	-0.2734 (-0.6117)
(AG-5s) ²	0.0058 (0.6214)	0.0024 (0.3959)
A	-0.0009 (-0.5046)	-0.0009 (-0.9640)*
K	0.0002 (0.2624)	0.0000 (0.2566)
W _{off} ^M	0.9320 (0.1821)	-1.5212 (-0.9899)*
CH	0.9969 (0.8805)*	0.3291 (0.5374)
n	0.5270 (0.4240)	0.1579 (0.1963)
Y	-0.0030 (-1.4276)**	0.0000 (0.0695)
D ₁	-4.0185 (-0.4975)	-0.6313 (-0.5105)
D ₂	1.7906 (0.9175)*	-1.3620 (-0.9142)*
D ₃	3.4557 (1.6330)**	-1.4344 (-0.9329)*

注1) 被説明変数は、兼業に就く場合=1、そうでない場合=0。
 2) カッコ内はt値を示す。
 3) ***は5%有意、**は10%有意、*は25%有意を示す。

耕地面積は負の係数である。それは耕地面積の大きい農家の女性が非就労（専業主婦）になることが難しいことを示しており、昭和40年代と比べて昭和60年代の方がt値が高いことから、その傾

向が明瞭になりつつある。固定資本については、t値、係数値ともに小さい。男性兼業賃金率については、昭和40年代が正で60年代が負の係数で、60年代の方がt値が高くなっている。最近年になると、男性兼業賃金率の高い農家の女性は、非就労を選択する確率が低くなる傾向が現れていることを示している。

子供の数については正の効果を持つ。それは子供が多い農家の女性が専業主婦になる可能性が大きいことを示している。ただし、昭和40年代と比べて昭和60年代の係数のt値は低い。それは社会の発展によって子供の数（6才以下）も減少し、平均値でみる昭和40年代の1.0人から昭和60年代の0.67人に減少している。保育所なども整備され、育児に多くの時間を要さなくなってきたことも原因していると考えられる。

当該女性以外の他女性世帯員数については、正の係数値であるがt値が低い。農業や兼業以外のその他所得については、昭和40年代が負の係数（t値が高い）、昭和60年代が正（t値が低い）の係数であるが、いずれもその影響は小さいと考えられる。

Ⅵ. むすび

以上、農家女性の就業選択モデルを作成し、十勝畑作農家を対象に分析を進めてきた。まず、理論的に農家女性の自己効用極大化から出発して、賃金率の比較による就業選択の考え方を整理した。実際の分析では、多選択ロジットモデルと単純なロジットモデルについてそれぞれ計測し、兼業従事や家事専業の少ない十勝畑作農家のデータに適合したのは単純なロジットモデルであった。単純なロジットモデルによる計測結果から前章で記述したことが明らかになったのであるが、それをさらに要約すれば、次のことが結論として導かれる。

①農家女性の就業選択に影響を及ぼす要因とし

て、当該女性年齢、男性賃金率、6歳以下の子供の数、耕地面積、他女性世帯員の存在があげられる。

②十勝地域では、農家の男性の兼業形態が女性の兼業にかなり影響を及ぼしているが、最近年になって、農家女性は伝統的な農業専従者から、自己効用の満足を目的として、兼業あるいは専業主婦を選択するようになってきている。

以上の結果を踏まえて、今後明らかにすべき課題として、次の二つがあげられる。

①女性の学歴は高まりつつある。就業選択の要因として教育水準の影響を計量的に把握する必要がある。

②本論文では、さしあたり農家に複数の女性がいるとき、最も若い女性一人を選んで当該女性として計算した。従って、それが娘なのか妻なのか世帯主との続柄は不明であるが、農家女性の労働力が今後どのように変わるのかを正確に把握するためには、後者に注目する必要がある。そのうえで、農家女性のライフステージと就業選択のあり方について考察することが必要である。

引用文献

- [1] 福井清一「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、pp218～225
- [2] 福井清一「農家家計員の就業選択について」"The Economic Studies Quarterly" Vol.44, No.2 1993年
- [3] 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
- [4] 石田正昭「農家の就業構造」『三重大学農学部学術報告』第63号、1981年
- [5] 篠塚英子「日本の女子労働」東洋経済新報社 1982年、pp.56～60
- [6] 和合肇、伴金美「TSPによる経済データの分析」東京大学出版会、1987年、pp.111～117
- [7] Paul H.Douglas,"The Theory of Wages" The Macmillan Company, New York, 1934年
- [8] 吉田義明「農家女性労働の現段階」『社会政策学会年報』第37号、1993年、pp.169～187

(1998年2月13日 受理)