

地域における農業労働力の動向把握と将来予測

—岩手県紫波町の例—

藤森 英樹・加藤 好武・外山 隆夫*

(東北農業試験場・*農業研究センター)

Future Estimate of Regional Agricultural Labor Force

— A case study on Shiwa-cho, Iwate Prefecture —

Hideki FUJIMORI, Yoshitake KATO and Takao TOYAMA*

(Tohoku National Agricultural Experiment Station・*National Agriculture Research Center)

1 はじめに

地域農業計画を策定するためには、その前提として地域に賦存する資源量の把握が必要である。地域資源には土地資源、気象資源などとともに、人的資源がある。人的資源のうち農業生産の担い手としての農業労働力を把握することは、地域農業計画を実効あるものとするために不可欠である。

ここでは地域における農業労働力の将来予測手法を提示する。現実的な地域計画を考慮した場合、地域の地理的範囲を市町村とし、集落ごとに将来予測を行うのが妥当と考えられる。

人口の将来予測手法として、コーホート分析手法が用いられるのが一般的であるが、集落ごとに将来予測を行うには以下の理由から必ずしも実用的な手法とはいえない。

①コーホート分析には、5歳きざみなどの形で的人口データが必要であるが、農業労働力のデータとしては、これに十分応えるものはない。5歳きざみのデータとして国勢調査の農業就業人口があるが、これは調査前1週間の就業状

況を示したものであり、農業労働力のデータとしては不十分である。また集落ごとに集計して公表されていない。

②コーホート分析は年齢階層別の総人口の予測を行う手法としては優れている。しかし、農業労働力のように、在宅したまま農業従事と通勤兼業・出かせぎの形などの兼業従事の間で比較的移動が容易に行われるものの予測手法としては適していないと思われる。兼業機会・農業所得など諸条件の影響を明示的に取り扱うことが出来ないという問題点がある。

ここではこれらの点を考慮して、集落のクロスセクションデータを用いた重回帰分析による予測手法を提示する。

2 試験研究方法

農業労働力の将来予測を定量的に行うには、農業労働力を一定の指標で捉える必要がある。ここでは手法の検討が中心課題であるため、農業労働力の指標として一応「経営耕地1ha当り60歳未満の農業専従者数」として捉えておくことにする(以下、単に「農業労働力」という)。

表1 主成分分析結果

	因 子 負 荷 量					
	1975 年		1980 年		1980・85年込み	
	第1主成分	第2主成分	第1主成分	第2主成分	第1主成分	第2主成分
1) 男子生産年齢人口のいる専業農家率	0.4718	-0.1622	-0.4564	-0.3514	-0.4423	0.3300
2 世帯主が主として兼業従事の第2種兼業農家率 ¹⁾	-0.8248	0.2975	0.8827	0.1172	0.8820	-0.1697
3) 家の兼業種類が恒常的勤務の農家率	-0.7231	-0.6208	0.6028	-0.7232	0.6897	0.6457
4) 家の兼業種類が出稼ぎ・日雇・臨時雇いの農家率	0.6921	0.6444	-0.5907	0.7791	-0.7107	-0.6666
5) 60歳未満男子専従者のいる農家率 ²⁾	0.8285	-0.2642	-0.8663	-0.2876	-0.8619	0.3032
6) あとつぎ男子専従者のいる農家率	0.7769	-0.4558	-0.7329	-0.5228	-0.7047	0.5139
固 有 値	3.1948	1.1931	2.9874	1.6232	3.1938	1.3550
寄 与 率	0.5325	0.1989	0.4979	0.2705	0.5323	0.2258
主 成 分 の 意 味	農業専業度	不安定兼業度	兼業深化度	不安定兼業度	兼業深化度	安定兼業度

1) 1975年は第2種兼業農家率

2) 1975年は男子専従者のいる農家率

表2 「農業労働力」についての重回帰式

	回 帰 式	決定係数
「式1」	$Y = 0.6371 X_1 + 0.0553 X_2 + 0.1271$ $(0.0555) \quad (0.0172)$ Y : 1980年「農業労働力」 X1 : 1975年「農業労働力」 X2 : 表1の1975年第2主成分スコア	0.6219
「式2」	$Y = 0.3412 X_1 - 0.0419 X_2 + 0.2994$ $(0.0703) \quad (0.0114)$ Y : 1985年「農業労働力」 X1 : 1980年「農業労働力」 X2 : 表1の1980年第1主成分スコア	0.5690
「式3」	$Y = 0.3428 X_1 - 0.0394 X_2 + 0.2872$ $(0.0699) \quad (0.0107)$ Y : 1985年「農業労働力」 X1 : 1980年「農業労働力」 X2 : 表1の1980・85年込み第1主成分スコア	0.5693

注. 回帰式の()内は標準誤差

事例としての岩手県紫波町を取り上げ、1990年の「農業労働力」を予測した。具体的には、町内全集落(94集落)のクロスセクションデータを用いて、80年のデータで85年の「農業労働力」を説明する重回帰式を求め、それに85年のデータを代入して90年を予測した。なお、データは農業センサス集落カードによった。

3 試験結果及び考察

(1) 動向把握(1975年→80年, 80年→85年)

将来予測につなげる目的で、1975年のデータで80年を説明し、80年のデータで85年を説明する重回帰式を求めて動向についての検討を行った。

説明変数には当該年次の5年前のデータについての以下の2指標を用いた。つまり、「農業労働力」、及び農業・兼業の程度を示す6変数(表1)について主成分分析を行った結果の主成分スコアの2指標である。このうち後者に関してどの主成分スコアをとるかについては、重回帰分析において比較的説明がうまくいく主成分スコアを採用した。

求められた回帰式は表2の「式1」「式2」のようになった。この回帰式から次の2点が指摘できる。

第1に、説明力のある主成分スコアが、75年→80年には不安定兼業度を表す主成分のスコア(偏回帰係数はプラス)であったものが、80年→85年には兼業深化度を表す主成分のスコア(偏回帰係数はマイナス)になっている。このことは、75年→80年の動きでは、不安定兼業度の高い集落

では「農業労働力」が減少しなかったのに対し、80年→85年の動きでは、安定・不安定にかかわらず兼業化の進んだ集落で「農業労働力」が減少したということを示している。

第2に、5年前の「農業労働力」(X_1)の偏回帰係数が、0.6371から0.3412へ低下している。このことは、「農業労働力」の安定性が低下し他の要因によって左右される度合いが増加していることを示している。

(2) 将来予測(1985年→90年)

1990年の「農業労働力」を予測するのに、表2の「式2」に85年のデータを代入したのでは85年の主成分の意味が80年のそれと異なってくる可能性がある。そこで80年、85年のデータを込みにして主成分分析を行い、80年の「農業労働力」と主成分スコアで85年の農業労働力を説明する回帰式をつくり、その式に85年の主成分スコア値と農業労働力を代入するという方法を採用した。

回帰式は表2の「式3」に、90年の予測値の集落分布を図1に示した。



図1 予測式による1990年「農業労働力」予測値の集落分布(単位: 人/ha)

4 ま と め

以上、農業労働力の将来予測手法として、重回帰分析を用いる手法を提起した。この手法の特徴は、農業労働力の将来予測を定量的に行うことと同時に、農業労働力の動向を規定する要因を明示的に取り入れて分析できるため、農業労働力の動向の地域性の分析や規定要因の変化を取り込んだ分析にも有用と思われる。

農業労働力の指標に何をを用いるか、また何を説明変数とするかについては検討の余地がある。具体的適用に当たっては、対象とする地域の作目構成や兼業機会など地域の特性を考慮してこれら指標や変数を選択する必要があるだろう。