



Title	韓国における果樹農家の組織化に関する考察
Author(s)	李, 香美; 金, 東煥; 高, 鐘泰; 朴, 紅
Citation	北海道大学農經論叢, 71, 39-50
Issue Date	2017-03-31
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/65913
Type	bulletin (article)
File Information	p39-50.pdf



[Instructions for use](#)

韓国における果樹農家の組織化に関する考察

李 香 美・金 東 煥・高 鐘 泰・朴 紅

A Study of Producers' Cooperatives for Fruit-Farm Households in South Korea

Hyangmi YI · Donghwan KIM · Jongtae GOH · Hong PARK

Summary

Recently, as the issue of stabilizing supply and demand is becoming the goal of the agricultural administration, opinions insisting to strengthen bargaining powers and solving the supply and demand of agricultural products are being raised through production groups autonomically forming organizations in producing districts. This producers' organizing is a method of strengthening the competitiveness of producing areas, not the goal. Hence, this study aims to search for a local and systematic competitiveness improvement method for the organization of farmer engaging directly in farming. In order to carry out this study, a Heckman Probit model was used for analyzing the mutual relationships of different fruit-farms divided in accordance with type of farming and whether or not participating in production organizations. As a result, first of all, full-time farmers that are running a complex farm showed a tendency of not participating in production organizations. Secondly, the regional characteristics had statistically significant effects on the decision of the type of farming and participating in production organizations. Thirdly, securing agricultural man power had a significant effect on the decision of the type of farming and participating in production organizations. Fourthly, gender had an effect on the decision of participating in production organizations. Fifthly, in the case of older farmers, they might not find participating in production organizations desirable, but there is a need to share their farming experiences with the members of the production organizations.

1. はじめに

2004年4月1日に韓国とチリ間でFTAが発効し、市場開放により国内の農家同士のみならず他の国の農家との本格的な競争が始まった。さらに、国際原油価格、農業資材価格、為替レートなどが大きく上昇し、その結果、生産コストが高騰することで農家の実質所得は停滞している。市場開放のマイナス要因を克服するため、韓国政府は大規模化により国内農家の競争力向上を農政の基調として掲げ、規模拡大事業（韓国語では規模化事業）を実施することを決定した。

しかし、韓国における農家の1戸当たりの耕地面積はわずか1.5haに過ぎず、農村人口に占める65歳以上の割合は37.3%を占めている。このよう

に高齢化が進む農村地域で、個々の農家による環境変化へ対応するには限界があると言わざるを得ない。そのため、農家間の強い結合力を土台とした組織化を図ることが喫緊の課題となっている。

韓国における農家の組織化の展開過程を簡単に整理すると、1977年に食糧増産を目的とした生産者組織であるセマウル作目班が育成され、1980年代には流通中心の組織へと転換され、さらに政府主導の集出荷班が組織された。以降、急速な市場自由化に対応するため、地域の発展と活性化のための主体として生産者組織の推進の必要性が提起され、1998年から共計作目班が作られた。そして2009年からは、既存の作目班の代わりに農協と農家間の出荷契約に基づき、生産から販売までを農協が主導する共同選別出荷会が積極的に育成され

ている。

しかし、政府による農家の組織化育成政策の実施にもかかわらず、未だに確固たる成果を見出すことはできない (<http://www.archives.go.kr>)。その理由は、これらの産地組織化が地域農業と農村の実情に沿ったものではなく、そのほとんどは産地の流通活性化を目的としたものだからである。既存の生産者組織に関する韓国の研究においては、生産者組織への参加が農家経営に及ぼす影響を明らかにしたものはなかった。したがって、いかなる農家が生産者組織に加入しているのか、その要因を明らかにすることから始めなければならない。

本論では、生産者組織の主体である農家の観点から、農家の生産者組織に参加する意思決定に影響を与える要因を定量的に識別し、これをもとに生産農家の組織化の拡大のための条件を明らかにする。本論では、次の3点について、既存研究との差別化を図った。

まず、これまで農家の組織化に関連する研究は、特定の地域の農家を対象に事例分析とアンケート調査を実施している。本論では、このような地域サンプリングによる調査の限界を改善するために、2010年農林漁業センサスの原資料を使用した。この資料は、地域別、農家別に農家および農村地域の社会・経済構造の変化を計れる唯一の資料であり、韓国の農業部門のすべての状況を把握することができる。したがって、本論では、サンプリング調査の限界を超えて農家の組織への参加決定要因が分析できる。

第二に、韓国の農家所得の過去10年間の年平均増加率は3.4%であったが、農業所得は同期間中、年平均0.5%ずつ減少した。これは、農家所得のかなりの部分を農外所得が占めていることを意味する。実際に専業農家戸数は、2000年の90.2万戸(65.2%)から2014年の59.9万戸(53.4%)へと、年平均2.4%減少し、兼業農家は同期間中に48.2万戸から52.2万戸へと、年平均0.2%増加した。そして、農外収入が最も多い第2種兼業農家は約1.4倍増加した。

しかし、従来の研究では農家を包括的に分析するのみであり、専兼別という農家タイプの特徴が農家の組織参加に与える影響については把握されていない。したがって、本論では、農家を専業農

家と兼業農家に区分し、それぞれのタイプに応じた生産農家の組織への参加決定要因を把握した。

第三に、本論では以上のように専業農家と兼業農家というタイプ別に生産者組織の参加決定要因を明らかにするため、その相互連携のもとで分析できる Heckman Probit モデルを用いる。

2. 研究方法

1) 分析方法

生産農家の組織は、農協内部の生産者組織、農協周辺の生産者組織、品目別の全国組織などに区別できるが、農林漁業センサスが規定する生産者組織は、作目班、農業法人、その他の組織からなっている。本論では、これらの生産者組織に参加している農家のタイプを専業農家と兼業農家に区分し、主要政策の対象となる専業農家が生産者組織に参加する決定要因に及ぼす影響を明らかにする。また、ここでは果樹栽培専業農家を対象とするため、分析対象から兼業農家は除外する。

しかし、専業農家のみをサンプル対象に選択した場合、ランダムに抽出されないサンプルによるサンプル選択 (sample selection bias) が生じる可能性がある。すなわち、調査期間中に果樹栽培兼業農家は、分析から除外され、測定誤差が発生してしまう。このような統計エラーを回避して分析対象のサンプルを抽出するためには、農家の専業または兼業の状態と生産者組織の参加有無をもとに考慮して分析する必要がある。

そこで、まず、果樹栽培農家を専業農家と兼業農家に区分し、果樹専業農家を対象に生産者組織の参加決定要因を分析するという2段階の推定方法を使用する(註1)。そのため、Heckman Probit モデルを用いて、どのような農家が専業農家であるかを確定し、続いて専業農家の生産者組織への参加決定要因について説明する。ステップ1では、すべてのサンプルに対し Probit モデルを適用し、ステップ2では専業農家を表すサンプルのみを対象とする。農家タイプの選択方程式(専業または兼業)と結果方程式(生産者組織に参加するか否か)は、式(1)のように表せると仮定する。

$$\text{式(1)} \quad y_{ni}^* = \beta_1 x_{ni} + \mu_{ni}, y_{ni} = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_{ni}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$y_{i2}^* = \beta_1 x_{i1} + \mu_{i2}, y_{i2} = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_{i2}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\mu_{i1} \sim N(0, 1)$$

$$\mu_{i2} \sim N(0, 1)$$

$$\text{corr}(\mu_{i1}, \mu_{i2}) \sim N(0, 1)$$

ここで y_{i1}^* が、農家*i*が農家タイプを示したとき、 $y_{i1}^* > 0$ は農家*i*が専業農家であることを意味する。そして、 y_{i2}^* が、農家*i*が専業農家のとき、 $y_{i1} = 1$ の場合のみ観測できる。また、 $y_{i2}^* > 0$ のとき、農家*i*は生産者組織への参加決定を示している。一方、2つの意思決定は相互に関連している可能性があり、両方の確率変数 μ_{i1} 、 μ_{i2} は互いに独立していない可能性もある。もし ρ_{12} 値が0になった場合、式(1)で設定した2つの推定式の誤差項は、異変量正規分布に従わない解釈が可能であり、この場合、単純なProbitモデルで推定することが望ましい(Poirier, 1980)。

そして、式(1)から兼業農家のケース、専業農家が生産者組織に参加していないケース、専業農家でありながら生産者組織に参加するケースなど、合計3つのケースがあり、それぞれの発生確率は、式(2)の通りである。

$$\text{式(2)} \quad y_{i1} = 0 : \text{Prob}(y_{i1} = 0, y_{i2} = 0) = \Phi(-\beta_1 x_{i1})$$

$$y_{i1} = 1, y_{i2} = 0 : \text{Prob}(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0) =$$

$$\Phi_2(\beta_1 x_{i1}, -\beta_2 x_{i2} - \rho_{12})$$

$$y_{i1} = 1, y_{i2} = 1 : \text{Prob}(y_{i1} = 1, y_{i2} = 1) =$$

$$\Phi_2(\beta_1 x_{i1}, \beta_2 x_{i2}, \rho_{12})$$

ここで $\Phi(\cdot)$ 、 Φ_2 は、それぞれ標準正規分布の累積分布関数、標準的な変量正規分布の累積分布関数を示す。そして、式(2)の選択確率を利用して、ログ尤度関数を式(3)のように誘導した後、最尤推定法を適用して式(1)のパラメータを推定することができる。

$$\text{式(3)} \quad \ln L(\beta_1, \beta_2, \rho_{12}) = \sum_{y_{i1}=1, y_{i2}=1} \ln \Phi_2(\beta_1 x_{i1}, \beta_2 x_{i2}, \rho_{12}) + \sum_{y_{i1}=1, y_{i2}=0} \ln \Phi_2(\beta_1 x_{i1} - \beta_2 x_{i2} - \rho_{12}) + \sum_{y_{i1}=0} \Phi_2(-\beta_1 x_{i1})$$

一方、式(2)の選択確率から変数の1つの単位変化が農家のタイプを決定するが、生産者組織に参加する確率への影響を見てみると、まず、変数が2つの選択問題に影響を与える変数である場合、式(4)のように導出することができる。反面、それぞれの選択問題に影響を与える変数が異なる場合には、式(5)のようになる(Cotei and Farhat, 2011)。

$$\text{式(4)} \quad \frac{\partial \text{Prob}(y_{i1}=1, y_{i2}=1)}{\partial x_i} = g_{i1} \beta_1 + g_{i2} \beta_2$$

$$g_{i1} = \phi(\beta_1 x_{i1}) \Phi_2\left(\frac{\beta_2 x_{i1} - \rho_{12} \beta_1 x_{i1}}{\sqrt{1 - \rho_{12}^2}}\right) \beta_1$$

$$g_{i2} = \phi(\beta_2 x_{i2}) \Phi_2\left(\frac{\beta_1 x_{i2} - \rho_{12} \beta_2 x_{i2}}{\sqrt{1 - \rho_{12}^2}}\right) \beta_2$$

ここで Φ は、標準正規分布の密度関数である。

$$\text{式(5)} \quad \frac{\partial \text{Prob}(y_{i1}=1 | x_{i1}, x_{i2}, y_{i1}=1)}{\partial x_i} = \frac{g_{i1} \beta_1 + g_{i2} \beta_2}{\Phi(-\beta_1 x_{i1})} - \frac{\Phi_2(\beta_1 x_{i1}, \beta_2 x_{i2}, \rho_{12})}{[\Phi(-\beta_1 x_{i1})]^2}$$

2) 変数の選択と分析対象農家の特徴

本論で用いた農林漁業センサスでの専業農家は過去1年間、農業以外に1ヶ月以上従事した世帯員がいない農家であり、兼業農家は過去1年間、農業以外に1ヶ月以上従事した世帯員がいる農家である(註2)。したがって、本論では、果樹栽培農家を専業農家と兼業農家に区分し、調査期間中に専業農家であれば1、兼業農家であれば0というダミー変数で分析した(註3)。そして、専業農家が分析期間中の生産者組織に参加した場合は1、参加していない場合は0というダミー変数を用いた。

また、農家の社会・経済的特性関数を中心に生産者組織の参加決定にどのような要因が影響を与えるかを調べてみた。本論で使用した変数は、以下の通りである。

まず、経営主の特性関数の中で人的資本を表す変数として、年齢や学歴、営農キャリアを用いた。年齢と従属変数の非線形関係を考慮するために、年齢*年齢変数を追加した。実証分析では、学歴は中卒以下、高卒、大学以上に区分してダミー変数で測定した(註4)。

そして、高齢化に関連する農業部門の労働力需給の問題は、農村地域の労働力の減少と持続可能性に大きな影響を与える可能性がある。なぜなら家族営農中心の農業生産システムの中で、従来の労働力の確保の方法は、村内の知人と親戚が参加する労働交換、労働扶助であったが、現代農村の労働力の不足は、雇用により解決されているからである(張他, 2011)。

また、申他(2013)は、2010年に農林漁業センサスを用いて、営農形態別の雇用について考察した。その結果、果樹栽培農家が100世帯増加した

場合、農業労働力を雇用する可能性のある世帯は約45.1%であるとしている。したがって、本論では、農業労働力の雇用状況が農家の種類と生産者組織の参加にどのような影響を及ぼすのかについて計測した。

第二に、2005年の全国の農家を対象に耕地面積の決定要因を把握した金他（2008）の研究によると、専兼別、性別、農業機械の台数、家族構成員の数などによって耕地面積が異なることが明らかになった。本論でも、この研究結果を利用して、性別、家族構成員、農業機械の保有量（註5）、耕地面積などが農家のタイプと生産者組織への参加決定に及ぼす影響を考察する。

ただし、本論の分析対象の農家は果樹農家とその他の作目を同時に栽培する複合農家も存在する。したがって、農家の規模を把握できる耕地面積については営農の多角化を計測できる Berry-Herfindahl Index を用いた。もし i 農家の果樹栽培面積が全体の栽培面積に占める割合を T_i とするとき、その農家の Berry-Herfindahl Index は式(6)のように表すことができる。

$$\text{式(6) Berry-Herfindahl Index : } BHI = 1 - \sum_i T_i^2$$

もし農家 i が果樹のみ栽培する場合、Berry-Herfindahl Index は 0 になり、果樹以外の作目を栽培すればするほど Berry-Herfindahl Index 値は 1 に近い。したがって、ここでは、式(6)の Berry-Herfindahl Index を用いて分析対象の果樹栽培農家の多角化経営の程度を計測した。

第三に、李他（2015）は、生産者組織に参加している農家36人を対象に、聞き取り調査を実施したが、分析の結果、生産者組織に参加している農家は営農の難しさを情報を通じて解決していることが分かった。実際に、統計庁の調査によると、農家全体の44.7%は、コンピュータを保有しており、そのうち34.7%の農家が営農関連にコンピュータを活用している（2013年現在）。

したがって、本論では、分析期間中に果樹栽培農家がコンピュータを利用して農産物価格、出荷情報、天気情報、作物の栽培技術情報などの農業関連情報を収集・活用しているかどうかを農家タイプの選択と生産者組織の参加決定に影響を及ぼしていると計測した。

第四に、産地とは、栽培規模に関係なく、全ての生産地域を意味するが、一般的に全ての農産物の栽培は主産地を形成する（趙他，2014）。したがって、本論では、地域の特性を反映するために、地域ダミー変数を使用した。また、ほとんどの研究で京畿道を基準変数とするため、ここでも京畿道をダミー変数として処理した。

表1は分析に使用した変数の基礎統計量である。分析対象農家の平均年齢は61.6歳であり、平均営農キャリアは32.0年である。そのうち、営農キャリアが5年未満の新規就農者は7.6%（11,298人）である。学歴を見ると、中卒未満の農家の割合が60%であり、高学歴化率が各業界では大卒と専門学校卒の労働力が占める割合によって測定していることを参考にすると（李，1991）、果樹栽培農家の高学歴化率は13%に過ぎず、学力レベルは低学歴の割合が高いことが分かった。

平均世帯員数は2.6人であり、女性の割合は農家経営全体の12%（18,511人）を占めている。女性農業者は毎年増加しているが、果樹の場合、未だに男性中心の営農が目立っていることが明らかである。

一方、果樹栽培農家のうち43%の農家が労働力を雇用しており、76%の農家が農業機械を保有している。反面、コンピュータを利用して農業関連の情報を得ている農家は26%に過ぎない。このように、コンピュータを利用した情報取得の割合が低い理由は、農家が高齢化していること、営農キャリアが長いことによって自らの経験によって判断を行っていることと判断される。

営農の多角化の程度を表す Berry-Herfindahl Index は 0.9 であり、分析対象の果樹農家の平均営農多角化の程度が非常に高いことが分かった。したがって、果樹のみならず、他の作目も併せて栽培する複合化が進んでいることがわかる。

以上のような特徴を示す果樹栽培農家の中で専業農家は58%（86,201人）、兼業農家は42%（62,776人）である。そして、生産者組織に参加している農家の割合は43%（63,630人）であり、参加していない農家の割合よりも低い。生産者組織に参加している農家を専業と兼業に区分してみると、専業農家の46.5%（40,046人）、兼業農家の37.6%（23,584人）が生産者組織に参加している。した

表1 分析に用いた変数の基礎統計量 (N=148,977人)

区分		測定項目	平均	標準偏差	最小値	最大値
属性変数	農家タイプ	専業農家=1, otherwise=0	0.58	0.49	0	1
	生産者組織の参加有無	生産者組織に参加=1, otherwise=0	0.43	0.49	0	1
独立変数	家族構成員	調査期間中、実際に一緒に生活している人数(人)	2.61	1.26	1	14
	Berry-Herfindahl Index	経営の多角化	0.91	0.25	0	1
	労働力雇用の有無	有=1, otherwise=0	0.43	0.5	0	1
	農業機械の保有状況	調査期間中、保有=1, otherwise=0	0.76	0.42	0	1
	農業関連情報の収集・活用の有無	コンピュータで情報の収集・活用有=1, otherwise=0	0.26	0.44	0	1
	性別	男性=1, otherwise=0	0.88	0.33	0	1
	年齢	経営主の実際の年齢(歳)	61.57	10.96	21	98
	学歴	中卒未満=1, otherwise=0	0.6	0.49	0	1
		高卒=1, otherwise=0	0.27	0.44	0	1
		大卒以上=1, otherwise=0	0.13	0.34	0	1
	営農キャリア	経営主の営農キャリア(年)	31.96	17.17	1	77
	地域	京畿=1, otherwise=0	0.01	0.28	0	1
		江原=1, otherwise=0	0.02	0.12	0	1
		忠北=1, otherwise=0	0.09	0.28	0	1
		忠南=1, otherwise=0	0.06	0.25	0	1
全北=1, otherwise=0		0.06	0.23	0	1	
全南=1, otherwise=0		0.1	0.3	0	1	
慶北=1, otherwise=0		0.35	0.48	0	1	
慶南=1, otherwise=0		0.13	0.34	0	1	
済州=1, otherwise=0	0.13	0.34	0	1		

注) 分析結果により筆者作成。

がって専業農家のうち53.5%の農家は生産者組織に参加しておらず、その原因を把握する必要がある。それにより、専業農家の生産者組織への参加拡大方策を考えることができるであろう。

3. 研究結果

本論では、今後の農業成長の原動力として重要性が増している園芸部門の中で農家の割合が増加している果樹農家を対象に、専業農家と兼業農家に区分した後、前者を対象に生産者組織の参加決定要因を分析するという2段階の推定方法を適用した。その際、Heckman Probitモデルを用いた。

これらの選択モデルの適合性を検証するために統計の仮説検定を試みた。その結果、 ρ_{12} は1%の有意水準から棄却され、農家タイプの選択と生産者組織の参加有無を決定する要因は、互いに独立していないことが分かった。すなわち、農家タイプと生産者組織の参加有無は、誤差項を介して相互に相関関係がある。これは、単純なProbitモデルよりHeckman Probitモデルが適切なモデルであることを意味する。したがって、まず、どのような農家が専業農家あるいは兼業農家になるのかを

決定し、次に専業農家が生産者組織に参加するかどうかを分析することが妥当であることが分かった。

推定結果として、農家タイプの決定に影響を与える変数と生産者組織の参加決定に影響を与える変数は、多少異なって現れた。まず、農家タイプの決定要因を統計的に有意な変数を中心に見てみると、次の通りである。

まず、地域特性が農家タイプの決定に及ぼす影響をみると、京畿道と比べて江原道、全羅南道、慶尚南道、済州道の農家は専業農家に属する確率が有意に減少していることが分かった。一方、京畿道と比べて忠清北道、忠清南道、慶尚北道の農家は専業農家である確率が統計的に有意に高いことが分かった。

したがって、地域の特性が農家タイプを選択し、すなわち専業農家に属する確率に影響を与えているといえよう。実際に権他(2013)の研究によると、農家の特性に加え、単に特定の市・郡に属することにより、所得格差(12.8~18.0%)が発生している。

第二に、家族構成員の数が多いほど、専業農家に属する確率は低くなることが分かった。一方、

農業労働力を雇用していない農家に比べて農業労働力を雇用する農家の場合が専業農家に属する確率が高くなることが分かった。そして、農業機械を保有していない農家に比べて保有している農家が専業農家である確率が高いと分析できた。したがって、果樹栽培専業農家の場合には、農業労働力は家族ではなく、外部労働力に依存し、農業機械の利用を介して労働生産性の向上を図っているといえる。

第三に、女性の農業経営主と比べて男性経営主が専業農家である確率が高く、営農キャリアが長いほど専業農家に属する確率が高いことが分かった。そして、経営主の年齢が高くなるにつれ専業農家である確率が高いが、閾値（50歳）を過ぎる

と、むしろ兼業農家になる確率が高くなることが明らかになった。

第四に、教育水準の差が農家タイプに及ぼす影響をみると、高卒の農家が中卒の農家に比べて専業農家になる確率が高かった。しかし、大卒以上の農家は、中卒の農家よりも専業農家に属する可能性がむしろ低いことが分かった。一方、コンピュータを利用して、農業関連情報を取得する農家がそうでない農家に比べて専業農家である確率が低くなることが分かった。これは、兼業農家のほうがよりコンピュータを利用して農業関連情報を積極的に収集していることを意味する。

第五に、複合経営を行う農家ほど専業農家の確率が低い。すなわち、多角経営を行っている農家

表2 推定結果

区分	第1段階：果樹栽培農家の属性 専業or兼業			第2段階：果樹専業農家の 生産者組織の参加有無		
	推定係数	標準偏差	Z値	推定係数	標準偏差	Z値
江原道	-0.076 **	0.031	-2.43	0.032	0.042	0.77
忠清北道	0.175 ***	0.019	9.21	0.391 ***	0.026	15.15
忠清南道	0.062 ***	0.02	3.07	-0.323 ***	0.026	-12.64
全羅北道	-0.018	0.021	-0.87	-0.018	0.026	-0.7
全羅南道	-0.100 ***	0.019	-5.35	-0.390 ***	0.025	-15.44
慶尚北道	0.194 ***	0.016	12.09	-0.313 ***	0.02	-15.45
慶尚南道	-0.107 ***	0.018	-6.07	-0.412 ***	0.025	-16.69
済州道	-0.208 ***	0.018	-11.54	-0.568 ***	0.029	-19.42
家族数	-0.378 ***	0.003	-110.92	0.186 ***	0.01	17.74
BHI Index	0.096 ***	0.015	-6.59	-0.194 ***	0.018	-11.04
労働力雇用の有無	0.130 ***	0.008	17.26	0.229 ***	0.011	20.47
農業機関の保有状況	0.343 ***	0.009	36.68	0.392 ***	0.022	17.54
コンピュータの活用状況	-0.035 ***	0.009	-4.01	0.234 ***	0.012	18.77
性別	0.155 ***	0.012	12.93	0.197 ***	0.016	12.27
年齢	-0.114 ***	0.003	-35.23	0.080 ***	0.004	18.57
年齢*年齢	0.001 ***	0	40.95	-0.001 ***	0	-24.75
高卒	0.020 **	0.009	2.12	-0.006	0.012	-0.51
大卒以上	-0.077 ***	0.013	-5.99	-0.087 ***	0.018	-4.81
営農キャリア	0.007 ***	0	22.73	0.008 ***	0	16.82
定数項	3.290 ***	0.101	32.64	-2.165 ***	0.133	-16.23
ρ^{13}	-0.536 ***					
Log likelihood	-134,996.5					
標本数	148,977					

注) 1. 分析結果により筆者作成。

2. ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$

3. BHI IndexはBerry-Herfindahl Indexの略である。

4. 推定のために、除外した地域のダミー変数は京畿道、学歴のダミー変数は中卒以下である。

に比べて果樹作目を専門的に栽培する農家の場合、専業農家に属する確率が高いということである。

つぎに、果樹専業農家の生産者組織の参加決定要因と関連して、統計的に有意な変数を中心に見てみる。まず、地域別に生産者組織に参加する可能性が異なっていることが分かった。分析の結果、忠清北道が唯一京畿道に比べて生産者組織に参加する可能性が高い地域であると分かった。そして全羅南道、慶尚北道、慶尚南道、済州道の果樹専業農家の場合、京畿道の農家に比べ、生産者組織に参加する可能性が減少していることが分かった。

第二に、家族構成員の数が多いほど、生産者組織に参加する確率が増加している。そして、農業労働力を雇用する果樹専業農家が非雇用農家に比べて生産者組織に参加する可能性が高く、農業機械を保有していない農家に比べて農業機械の保有農家が生産者組織に参加する確率が高いことが分

かった。

第三に、女性経営主と比べて男性経営主の場合が生産者組織に参加する可能性が高く、営農キャリアが長ければ多いほど生産者組織に参加する確率が高いことが分かった。経営者の年齢に関しては、年齢が高くなるほど生産者組織に参加する確率が高いが、閾値（50歳）を超えてからはむしろ生産者組織から脱退する可能性が高くなっている。

第四に、教育水準と生産者組織の参加決定との関係では、中卒未満の果樹専業農家に比べ、高卒以上の専業農家が生産者組織に参加する可能性が減少していることが分かった。すなわち、低学歴の果樹専業農家による生産者組織の需要がその他レベルの学歴の農家より高いことがわかる。

そして、農業関連情報の収集のためにコンピュータを利用する果樹専業農家がそうでない農家に比べて生産者組織に参加する可能性が高まることが分かった。これは、果樹農家が専業の場合、生産者組織に参加すると、コンピュータを活用して

表3 果樹専業農家における生産者組織の非参加決定の限界効果の推定結果

区分	推定係数	標準偏差	Z値	区分	推定係数	標準偏差	Z値
江原道	-0.014	0.011	-1.32	労働力雇用の有無	-0.044 ***	0.003	-15.95
忠清北道	-0.083 ***	0.006	-13.49				
忠清南道	0.089 ***	0.007	12.39	農業機関の保有状況	-0.060 ***	0.004	-16.18
全羅北道	0.003	0.007	0.42	コンピュータの活用状況	-0.065 ***	0.004	-18.37
全羅南道	0.083 ***	0.007	12.72	性別	-0.032 ***	0.004	-7.68
慶尚北道	0.102 ***	0.006	18.29	年齢	-0.034 ***	0.001	-27.59
慶尚南道	0.087 ***	0.006	13.98	年齢*年齢	0.001 ***	0	35.31
済州道	0.102 ***	0.006	15.73	高卒	0.004	0.003	1.12
家族数	-0.094 ***	0.001	-65.88	大卒以上	0.012	0.005	2.37
BHI Index	0.039 ***	0.005	7.64	営農キャリア	-0.001 ***	0	-11.43

- 注) 1. 分析結果により筆者作成。
 2. ** p<0.05, *** p<0.001.
 3. BHI IndexはBerry-Herfindahl Indexの略である。
 4. 推定のために、除外した地域のダミー変数は京畿道、学歴のダミー変数は中卒以下である。

農業関連情報を収集し、利用する可能性が高いことを意味する。

第五に、複合経営を行う果樹専門農家の場合、生産者組織に参加する確率は減少することが分かった。すなわち、果樹を専門に栽培する専門農家ほど生産者組織に参加する可能性が高いことが分かった(表2)。

以上の分析結果は、各変数の影響と統計的な有意性を示すが、それ自体が影響力の大きさを意味しない。したがって、他の条件が一定であるとき、その独立変数の単位変化による確率効果を考察する必要がある。もちろん、生産者組織の参加農家を拡大するためには、さまざまな要因を考慮する必要があるが、本論の課題は、果樹専門農家である一方、生産者組織に参加していない農家を対象に、彼らの生産者組織への参加拡大の方策を検討することである。

したがって、本論では果樹専門農家でありながら生産者組織に参加していないことに影響を与える限界効用を中心に説明した。表3は、果樹専門農家が生産者組織に参加していない場合の限界効用の推定結果である。

第一に、他の条件が同等の状態では、地域別の特徴が果樹専門農家の生産者組織への非参加の確率に及ぼす限界効用を見定める。京畿道に比べ、忠清北道の果樹専門農家の生産者組織への非参加確率は8.3%減少していることが分かった。一方、慶尚北道と済州道の果樹専門農家の場合、京畿道のそれに比べて生産者組織に参加していない確率がおおよそ10.2%増加していた。そして、忠清南道、全羅南道、慶尚南道の果樹専門農家も京畿道より生産者組織に参加していない確率がそれぞれ8.9%、8.3%、8.7%増加している。これにより地域別の特徴は、生産者組織の参加決定に影響を及ぼしていることが明らかになった。

第二に、他の条件が一定であるとき、家族構成員の数、農業労働力の雇用状況、農業機械の保有状況などの農業労働力に関連する要因は、果樹専門農家の生産者組織への非参加の確率に影響を及ぼしている。一例として、経営者と一緒に住んでいる家族構成員数が1人多いほど、果樹専門農家の生産者組織への非参加確率は9.4%減少し、農業労働力を雇用する果樹専門農家ほどそうでな

い農家より生産者組織への非参加確率が4.4%減少している。

また、農業機械を保有している果樹専門農家が農業機械を保有していない農家に比べて生産者組織に参加していない確率が6.0%減少している。これは、農業労働力の確保と営農手段(機械)の取得が果樹専門農家の生産者組織への参加に肯定的な影響を与える可能性があることを意味する。

第三に、ほかの条件が不変のとき、経営主の性別および営農キャリアも果樹専門農家の生産者組織の非参加確率に統計的に有意な影響を及ぼしている。すなわち、他の条件が不変のとき、男性経営者に比べて女性経営主の果樹専門農家が生産者組織の非参加確率が3.2%減少している。また、営農キャリアが1年多い毎に果樹専門農家の生産者組織の非参加確率は0.1%低くなる。

第四に、ほかの条件が一定のとき、果樹専門農家の経営主による情報の取得努力は生産者組織の非参加確率に統計的に有意に負の影響を及ぼしている。分析の結果、コンピュータを活用して農業関連情報を取得し、利用する果樹専門農家のほうがそうではない農家に比べて生産者組織に参加しない確率が6.0%低くなっている。

一方、学歴ダミー変数は果樹専門農家の生産者組織に参加しない可能性について、統計的に有意な影響を及ぼさないことが分かった。したがって、情報化などを中心とした営農教育が拡大されれば、果樹専門農家の生産者組織の非参加確率を減少することができるといえる。

第五に、営農多角化指数が1単位高いことによって果樹専門農家の生産者組織の非参加の可能性が3.9%増加している。これは複合営農を行う果樹専門農家の栽培品目が多様で生産者組織の参加確率が減少することを意味する。したがって、単一品目専門農家と複合営農農家を区別して生産者組織の参加拡大方策を考える必要がある。

4. 要約と結論

政府はUR以降、政策的に産地の組織化事業を開始した。しかし、様々な産地の組織化事業を実施したにもかかわらず、農家の自発的かつ積極的な努力と参加の度合いは低く、農産物の産地組織化、競争力はいまだ不十分であるのが実情である。

これらの原因は、主に韓国での産地組織の発展がほとんど産地の流通活性化を目的としたために、地域農業と農村の状況を考慮せずに一律的な政策支援が行われたためである。2010年の高冷地白菜の価格高騰以降、農産物の需給問題が深刻化し、農産物需給安定の問題が農政の目標とされ、生産者団体は自主的な産地組織化によって交渉力を強化し農産物需給問題を解決しなければならないという意見が提起された。

また、最近の農業政策は個々の農家支援から大規模化した生産者組織へのサポートを優先しているため、政策支援を受けるために生産者組織の結成が急がれ、不十分な生産者組織が乱立する可能性が高い。しかし、農家人口は継続的に減少しており、生産者組織の需要者、すなわち生産者組織に参加できる農家の数は限られている。政府による生産者組織を活用した競争力強化の目標を達成するためには、生産者組織に参加していない農家への理解と支援が必要である。それにもかかわらず、これについては看過されてきた。

一般的に、生産者組織は2戸以上の個別経営が生産と関連して形成する組織と考え、組織化が進捗すればするほど組織のメンバー間の異質性も拡大するという問題を内包している。これらの農家組織のメンバー間の異質性を減少させることは生産農家の組織活性化につながるができる。

そのため、本論文では、野菜類に比べて相対的に大規模化・均質化・標準化の容易な果樹栽培農家を対象に農家タイプと生産者組織への参加有無を区別して、それぞれの決定要因を説明した。これらの研究目的を達成するために、Heckman Probit モデルを用いた。研究結果とインプリケーションは以下の通りである。

第一に、モデルの適合性は1%有意水準から有意であることが分かった。したがって、農家の生産者組織への参加拡大のためには、農家タイプを考慮した政策案を検討する必要がある。例えば、前述のように専業農家と兼業農家を類型化した場合、それぞれの農家種類ごとに生産者組織の参加理由と問題点などを把握し、これを基にタイプ別の生産者組織の拡大方策を考えなければならない。

特に果樹以外の複合営農を行っている専業農家

の場合、生産者組織に参加する可能性が減少している。これは単一品目の栽培農家において生産者組織の需要が高いことを意味する。一方、栽培作目の数が多いほど、複合経営農家の生産効率が低くなるので(姜, 2013)、生産効率の向上のために、複合経営農家の生産者組織の参加モデルを提示することも必要となる。

第二に、地域特性が農家タイプの選択と生産者組織の参加決定に統計的に有意な影響を及ぼしていることが分かった。また、他の条件が一定であるとき、京畿地域の農家に比べて忠北地域の果樹専業農家の場合、生産者組織に参加していない確率が8.4%減少していることが分かった。一方、全北と江原地域を除くその他の地域の果樹専業農家の場合、生産者組織に参加していない確率が増加している。

したがって、産業の特性上、地域性を帯びている農業は、地域単位で時代の環境の変化に応じた適切な対応策を模索する必要がある。なぜなら、地域を限定すればするほどリスクが少なくなり、その分、政策の選択幅が広く、地域の実情に適した様々な政策プログラムを策定することができるからである。

そのため、5年ごとに市道あるいは市郡の地域単位で自主的に農政推進のための「農業・農村及び食品産業基本法」との連携を検討する必要がある。すなわち、生産農家の組織化の拡大のために、地域の状況に応じた農家タイプ別の組織化法を制定し、参加している農家に義務(生産安定制度の適用など)とインセンティブの提供を検討することができる。

第三に、農家の労働力の確保は、農家タイプの選択と生産者組織の参加決定に有意な影響を及ぼしている。分析の結果、経営主家族の構成員が1人増えるにつれて、他の条件が一定のとき、生産者組織に参加していない確率は9.4%減少していることが分かった。そして、農業機械を保有している農家と農業労働力を雇用している農家は、他の条件が不変のとき、生産者組織に参加していない可能性がそれぞれ6.0%、4.4%減少している。これにより、農業労働力を確保している農家がむしろ生産者組織に参加する可能性が高いことがわかる。

しかし、農村労働力の不足と毎年上昇している労働賃金は、農家に二重の苦痛を与えている。これらの問題を解決するために、共同で労働力を確保することができる方法を模索する必要がある。したがって生産者組織の活性化のためには、農業労働力の不足の問題を解決できるように自治体・政府の条例制定を通じてサポートできる方策を立てなければならない。

第四に、果樹専業農家の経営主が女性の場合、男性経営主に比べて生産者組織に参加していない確率が3.2%減少していることが分かった。それにもかかわらず、これらのジェンダーを考慮した生産者組織の拡大案についての議論は、いまだ活発ではない。伝統的に、農村社会は男性を中心とした家父長的社会に基づいており、諸政策も「男女差別」を意識せず、ストレートに男性中心に行われてきた(韓国女性政策研究院, 2001)。

もちろん、「女性農漁業人育成基本計画」の制定を通じて、女性農業者の専門的地位と権利の向上を模索しているが、それは主に女性農業者の福祉支援の強化を目的としている。すなわち、営農における女性経営主の地位はまだ周辺的な地位にとどまっている。毎年、女性農業者の割合が増加しており、ジェンダーを考慮した生産者組織化の拡大案を早急に検討する必要がある。

第五に、生産者組織は伝統的な意味でいう農村社会の作業組織(トゥレ、助け合い組織など)のような平等な結合体ではなく、参加しているメンバーの間に内的葛藤が存在するため、黄(2010)は、地域農業の組織化は組織的対応(生産者組織の役割)と主体的対応(リーダーの役割)が必要であると提案した。そして、この研究では、ベスト・プラクティスとして紹介された村単位の農業経営体の場合、ほとんどが若手の有能なリーダーが存在していることを明らかにしている。

本論の結論としては、経営者の年齢が50歳前までは生産者組織に参加することを選択する確率が増加するが(世帯構成員の変数は60歳より)、60歳代に入ってからはいむしろ専業農家の生産者組織の脱退の可能性が高まることが分かった。しかし、経営主の営農キャリアが1年多くなるごとに、生産者組織に参加していない確率は0.1%少なくなる。したがって、高齢農家の場合、生産者組織

に参加することに消極的であるが、彼らの営農キャリアを生産者組織のメンバーと共有する必要がある。そのために、若い世代と高齢農家間の信頼関係の形成を優先すべきである。そして、これら世代間の意見の対立を最小限に抑えることのできる相互理解が必要である。そのためには、現在の生産方法や販売等に関する情報を高齢農家に積極的に提供し、主要政策等も世代間の共有が必要である。

第六に、教育水準の違いは営農関連情報を収集し、それを正確に理解する生産者の能力に反映している。しかし、このような教育レベルの問題は、たとえ統計的に有意ではないとしても、専業農家による生産者組織の非参加の可能性をむしろ高めていることが明らかになった。

一方、コンピュータを利用して農業関連情報を収集し、活用する専業農家の場合、生産者組織に参加していない確率が減少している。これは、受動的な存在を変化させる実践としての教育、つまり農家の学習を強調した金(2013)の研究結果と一致している。そこでは、これを「問題提起→自発的・集合的学習→組織化」の段階に区分して、当事者自身が問題を確認し、それに基づいて集合的な学習を自主的に行うことによって、組織化の基礎を構成すると指摘している。

したがって、これらの分析結果から、農家の生産者組織の参加のためには教育、とりわけ情報化教育を強化する必要があると判断される。なぜなら、朴ほか(2015)の提案したように急激な「スマート時代」の到来により、情報化は農家の効率を向上させることができ、競争力を強化できる最も強力な手段になりうるからである。

農家の組織化は、産地の競争力強化のための手段であって目的でない。したがって、今や国内の農家同士の競争ではなく、国外の農家との競争のため、個々の経営主の経営効率の向上が重要であるが、農家の組織化を通じた地域的、組織的な競争力の向上策を検討することも重要である。

本論では、現段階で農家の組織化が最も活発な果樹農家を研究対象に選択したが、農家の組織化の拡大のための政策的インプリケーションを提示するには限界がある。しかし、これはタイプ別(または主要品目別)農家を対象に組織化の実態を把

握ることによって解決することができるであろう。また、韓国の主要な園芸作物である野菜農家の組織化が低い原因とその解決策を模索する必要もあるが、これは、今後の研究課題として残したい。

付 記

本研究は2014年の韓国研究財団の支援（NRF-2014S1A5B5A02012609）および韓国農林畜産食品部農業バイオ産業技術開発事業（課題番号：514002-03）によっている。

註

- 1) これは、選択方程式と結果方程式のそれぞれがProbitモデルで構成したHeckmanのselectionモデルと同じである。このモデルは、Double Probitモデル、Bivariate Probit with Sample Selectionモデル、Censor Probitモデルなどその呼び方は多様である（Sartori, 2003）。
- 2) 統計庁は兼業農家を農業収入と農外収入の比率に応じて、第1種兼業農家（農業収入が農外収入より多い農家）、第2種兼業農家（農外収入が農業収入より多い農家）に区分している。
- 3) 農林漁業総調査（2010年）では、農家は「2009年12月1日から2010年11月30日まで、直接生産した農畜産物の販売金額が120万円以上の世帯」、または「2010年12月1日現在の飼育家畜の評価額が120万ウォン以上の世帯」である。
- 4) 学歴を教育年数と同様の量的変数として処理せず、質的変数として処理したのは、韓国の労働市場は二極化しており、かつ学歴別の労働市場が形成しているためである（李, 1991）。
- 5) 農林漁業総調査では、農業機械を、耕運機、トラクター、コンバイン、バインダー、農業ラジエーターなど農家が保有している全ての機械であるとした。したがって、本論文では、農業機械の保有台数を、分析の便宜上、機械を保有していれば1、保有していなければ0のダミー変数で測定した。

参考文献

- 姜ヘジョン (2007) 「多変量解析手法を用いた農家タイプ区分」『農村経済』No29(5), pp.29-43.
- 姜ヘジョン (2013) 「複合営農の範囲の経済性と生産効率の分析」『農村経済』No236(4), pp.73-92.
- 権オサン・姜ヘジョン (2013) 「地域特性を反映した農家の所得決定要因の分析」『農業経済研究』No54

(2), pp.75-93.

- 金ギョンドク・金ジョンホ・金ジョンソン (2012) 『農業生産・経営構造の変化と展望：2000・2005・2010農業総調査分析』韓国農村経済研究院。
- 金ユンドウ・李サンドック・李チョルヒ (2011) 「農業法人における品目別の組織化方案に関する研究：忠南地域の事例を中心に」『食品流通研究』No28(1), pp.1-31.
- 金テヒョン・李ネソン (2008) 『農林漁業総調査総合分析報告書』, 統計開発院。
- 金ジョンソプ (2013), 「コミュニティ・ビジネスと集合的学習-マスター・マインド・グループに対する省察」, 『韓国農村地図学会誌』No20(3), pp.603-642.
- 金ジョンホ (2006), 「地域農業の構造変化と発展の課題」, 『地域と農業』No1, pp.113-132.
- 農協中央会 (2014), 『農協年鑑』.
- 朴ムンホ・金ジョンソン (2011) 『遅延性農業経営体の経営実態と成果』韓国農村経済研究院。
- 朴ジン・金ベボン・李ジェグン (2015) 「農業法人と中小企業の情報化レベルの比較分析」『韓国の通信学会論文集』No40(5), pp.892-902.
- 申ファンホ・趙ギユデ・徐ジョンソク・金インソク (2013) 「農業部門経営者の高齢化と雇用者の需要：2010年農林漁業総調査資料の分析」『農業経済研究』No54(4), pp.149-175.
- 李ヒャンミ_金ドンファン (2015) 「農家における生産者組織の参加経験」『質的研究』No16(2), pp.135-145.
- 李ヒョス (1991) 『高学歴化現象と雇用』韓国労働研究院。
- 張ミンギ・李ジェヒョン (2011) 「農産物産地の出荷組織の農業労働力支援の必要性と運用事例の分析」『食品流通研究』No28(4), pp.109-128.
- 趙カオク・宋チュンホ・張ドンホン (2014) 「野菜類主産地の形成と拡散過程：タマネギを中心に」『農業史研究』No13(2), pp.45-65.
- 韓国女性政策研究院 (2001) 『各種農業政策に関する性の視点からの分析研究』.
- 黄ヨンモ (2010) 『地域農業の組織化の現状と示唆点：全北地域農業の生産者組織の事例』農業農村の道2010組織委員会。
- Cotei, C. and Farhat, J(2011) "An Application of Two-stage Bivariate-probit Model to Corporate Financing Decisions", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, No37(3), pp.1-32.
- Poirier, D (1980) "Partial observability in bivariate probit models", *Journal of Econometrics*, No12(2), pp.209-

217.

Sartori, A(2003) "An Estimator for Some Binary-outcome Selection Models without Exclusion Restrictions", *Political Analysis*, No.11, pp.111-138.