

## 친환경농업 생산조직 참여결정 요인분석\*

- 충남지역을 중심으로 -

서환석\* · 황재현\*\*

### Determinants of Participation in Environment-Friendly Agricultural Production Organization

- Focusing on Chungnam Area -

Seo, Hwan-Seok · Hwang, Jae-Hyun

It has continuously promoted to scale up the agricultural management body in order to cope with the market-opening pressure such as the UR negotiation, the DDA negotiation, and more conclusions of FTAs and to enhance the competitiveness of our agriculture. This study evaluated the factors associated with production organization participation centered on environmentally-friendly agriculture farmers in order to improve the production efficiency of environmentally-friendly agriculture in the aspect of production. In order to achieve this objective, this study evaluated the factors that contributed to participating in an organization using the bivariate probit model focusing on environmentally-friendly agriculture farmers in Chungnam. This study examined the validity and reliability of the study model through exploratory factor analysis. The results of factor analyses identified four factors: “distribution”, “production”, “organization operation”, and “social capital”. The results of the bivariate probit model showed that distribution significantly affected production activities and distribution, organization operation, agricultural income, and gender significantly influenced sale activities. Environmentally-friendly production organization had not been able to provide the productive support that was needed for local farmers to produce environmentally-friendly agricultural products in a region. Additionally, farming education did not provide the information needed by the farmers. Although producers had a network within a production

---

\* 이 연구는 “친환경농업의 생산조직 참여요인, 시장세분화 및 정책 분석(서환석, 동국대학교 박사학위 논문, 2019. 2)” 내용 중 일부분을 발췌하여 수정·보완한 내용임.

\*\* 동국대학교 식품산업관리학과 대학원 식품경영전공(im2b4u@dongguk.edu)

\*\*\* Corresponding author, 동국대학교-서울캠퍼스(Dongguk University-Seoul) 식품산업관리학과 교수 (hwang0627@dgu.edu)

organization, it was operated mainly for administrators. Therefore, participants felt somewhat lacking. This study identified the level of organization of producer organizations in Chungnam area, where environmentally-friendly agriculture is well activated. This study suggested implications for future production organization participation by evaluating factors affecting participation quantitatively.

Key words : *environmentally-friendly agriculture, production organization, participation determinant, and bivariate probit model*

## I. 서 론

UR 협상의 타결과 DDA 협상, FTA 체결 확대 등 시장개방 확대에 대응하고 우리 농업의 경쟁력을 제고하기 위하여 규모화 된 농업경영체 육성이 지속적으로 추진되고 있다. 정부에서는 영세한 소농구조를 개선하기 위하여 전업농, 농업법인 등 개별 경영체의 육성을 도모 하였으나, 규모화하고 전문화된 경영체를 육성하는 데에는 미흡한 것으로 평가되고 있다.

선행연구의 분석에 따르면 개별 경영체 단위의 규모화를 통한 경쟁력 확보에는 한계가 있는 것으로 평가하고 있으며, 생산경영체 간의 조직화를 통해 규모화를 추진하고 경쟁력을 확보하기 위한 전략이 요구되고 있다. 특히 친환경농업의 경쟁력 강화 방안은 지역의 특수성을 감안하면서도 참여농가의 조직화에 초점을 둔 맞춤형 전략이 필요하다. 최근 친환경농산물의 유통흐름은 소비자 지향적으로 바뀌고 있으며, 비용절감보다는 마케팅에 따라 좌우되고 있다. 친환경농산물의 품질, 규격, 물량 확보에 기초한 규모화는 영세한 경영 단위에서는 이루어지기 어렵기 때문에 규모화·전문화된 유통체계 확보가 요구되고 있다 (Park et al., 2009).

영세소농의 조직화가 이루어지면, 보다 전문화된 경영 구조로 전환되어 작부체계구축과 새로운 친환경 기술의 도입, 통합적 의사결정의 강화 등 다양한 긍정적 효과를 기대할 수 있다(Hwang and Chong, 2008). 세계적으로 소농과 가족농의 중요성에 대한 인식이 확산되고 있으며, 이들의 농업 생산 활동이 지속가능할 수 있도록 토대를 마련하는 노력이 필요하다. 농업 생산을 친환경 방식으로 전환하여 지속가능한 구조를 구축하는 것도 중요한 과제이다. 이를 위해서 소농과 가족농의 참여와 조직화는 친환경적 농식품 공급체계를 구축하는데 있어서 중요한 요소라 할 수 있다. 이렇게 생산된 친환경농산물은 학교급식, 공공급식, 로컬푸드, 슬로푸드 등의 방식으로 수요를 확대하고, 협동조합과 사회적 기업, 농업회사법인 등 사회적 경제주체와의 연계를 통해 공급과 수요의 원활한 연계가 요구된다(Jang, 2016).

본 연구에서는 생산측면에서 친환경농업의 생산 효율성을 제고하기 위하여 친환경농업 실천 농가를 중심으로 한 생산조직 참여요인을 살펴보고자 한다. 이를 위하여 친환경농업

이 활성화 되어 있는 충남의 생산자조직의 조직화 수준을 파악하고, 참여에 미치는 요인을 정량적으로 살펴봄으로서, 향후 생산조직 참여확대를 위한 시사점을 제시하고자 한다.

## II. 선행연구 고찰

친환경농업의 조직화연구에서는 농업경영의 조직화의 효과에 대한 연구와 마을영농조직 활성화와 관련한 방안 제시, 경영체로서의 합리적이고 효율적 운영과 관련된 제안, 농업경영체의 조직전략 및 조직운영요소 등을 도출한 연구가 주류를 이루고 있다. 대상지역은 마을단위 또는 조직화가 잘 운영되고 있는 지역을 선정하여 사례를 검토하였으며, 연구방법에 있어서는 통계자료 및 설문조사, 인터뷰조사를 통한 문제점과 개선방안을 제시하였다. 관련 선행연구를 살펴보면, Hwang과 Chong (2008)은 마을영농 사례를 분석하여 농업경영의 조직화에 의한 효과를 살펴보고, 마을의 영농조직을 활성화하기 위한 방안을 도출하였다. 조사결과를 바탕으로 효율적인 작부체계의 구축의 필요성을 제기하고, 친환경농업의 기계화 실시와 농업경영을 담당할 수 있는 후계인력의 확보 필요성을 주장하였다. Choi 등 (2010)은 품목별 대표조직의 필요성과 기본방향을 제시하였으며, 대표조직의 운영실태 및 문제점을 검토하여, 해외 선진사례와 비교하여 품목별 조직의 기능을 활성화하는 방안을 제시하였다. 품목별 대표조직은 당면한 문제를 생산자 스스로 해결하도록 품목별 특성을 고려하여 생산, 유통, 소비, 가공 등의 단계로 추진되는 것이 바람직하다고 제안하였다.

Park (1999)은 농업법인 경영체를 대상으로 생산자 간 조직화를 통한 가격경쟁력의 확보, 생산자 공동화를 통한 품질경쟁력의 확보, 농산물 유통·가공분야에서의 공동대응을 통한 부가가치 증대, 법인 경영체로서의 합리적이고 효율적 운영, 개별적인 조직들 간 상호 연계 체계 구축을 통한 지역농업조직화에 대한 방안을 모색하였다. 조사결과, 농업법인 경영체 간의 조직화는 생산요소의 구입 및 이용과정이나 유통 및 가공과정 등 각각의 단위에서의 공동화는 물론, 궁극적으로는 상호 유기적으로 연결시켜 농촌지역이 보유한 모든 자원을 체계적으로 이용하는 지역농업 조직화의 단계로까지 발전되어야 한다고 주장하였다. Yi와 Goh (2017)는 중국 훈춘시의 농가조직(농민전업합작사)을 대상으로 Anderson·Newman (1973)의 행동모델을 기초로 하여 농가조직 참여요인을 도출하였다. 농가들의 적극적 농가조직 참여를 유도하기 위해서는 농가 유형별로 세분화된 지원 정책과 다양한 농가조직의 서비스를 제공해야 한다고 주장하였다. Kim 등(2013)은 쇠퇴하는 한국의 농업·농촌과 공동화 위기에 대응하기 위하여 마을단위 농업경영체의 조직전략 및 운영요소를 도출하고자 하였다. 마을단위 농업경영체를 육성하기 위한 정책지원 방안으로 농업·농촌의 사회적 특징, 지역의 특성 등을 고려한 맞춤형 지원시스템의 구축을 통하여 마을단위로 농업경영체를 설립하여 운영할 수 있도록 지원하고 활동을 촉진할 수 있는 퍼실리테이션(facilitation) 방식의 지원 시

시스템을 제안하였다.

Yi와 Kim (2015)은 강원도 고랭지 채소 생산농가의 생산조직 참여 경험을 파악하여 생산조직 활성화 방안을 모색하고자 하였으며, 생산자 조직의 경쟁력 강화를 위해서는 조직화의 가장 기본인 영세한 생산자 조직화에 대한 이해와 지원이 필요하다고 주장하였다. 또한 분석결과를 통해 구성원간의 자발적인 학습은 생산조직화의 선결조건이며, 내실 있는 영농교육에 대한 필요성을 주장하였다. Hwang 등(2004)은 개별영농의 한계를 극복하기 위하여 농가의 경쟁력 제고가 필요하고, 산지유통을 활성화하기 위해 공동마케팅 조직의 육성방안에 대하여 제시하였다. 공동마케팅조직을 육성하기 위해서는 자금지원이 필요하며, 정보화를 위한 운영시스템구축의 필요성을 강조하였다. 또한 산지유통주체가 농업경쟁력을 확보하고 시장교섭력 제고를 위한 요소로 출하농가와의 밀착도를 제시하였다.

Heo (2011)는 자원순환 사례분석을 통하여 생산자조직 중심의 자원순환형 농업시스템 구축의 방향을 모색하고자 하였다. 이를 위하여 유기 퇴비 공급효율성 및 경제성을 확보해야 하며, 시장 연계 관점에서 자원순환시스템의 구축을 제시하였다. Yoo (2011)는 유기농마케팅조직의 성공사례를 통하여 유기농시장의 제도적 환경개선 및 정착과 내수 촉진, 가공 산업인프라 구축, 품질보장촉진, 비교우위성에 따른 품목전문화의 필요성을 제시하였으며, Park (1995)은 충남의 생산협동반을 중심으로 한 사례연구에서 개별농민, 농업관련조직 및 단체 등 농업과 관련 있는 경제주체들이 포함되는 지역복합체의 역할이 중요하며, 이러한 지역복합체가 제 기능을 발휘하기 위해서는 각 조직 간에 상호 유기적인 협조와 보완관계가 유지되어야 하고 지역자원과 긴밀한 결합의 필요성을 제시하였다.

본 연구에서는 선행연구에서 제시한 조직화의 장애요인 및 성공요인 등을 고려하여, 친환경농산물 생산농가의 조직화 참여요인을 구조적으로 분류하고, 참여에 미치는 요인을 정량적으로 살펴봄으로써, 친환경농업 생산조직의 참여요인 분석을 중점으로 살펴보았다. 이를 통해 친환경농업 생산조직의 참여확대를 유도하고, 경쟁력 제고와 연계된 조직화의 방향에 대한 시사점을 제시하고자 한다.

### Ⅲ. 분석모형

본 논문에서는 각 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동 선택의 내생성 유형을 반영해 주는 이변량 프로빗 모델(bivariate probit model)을 이용하여 분석하고자 한다. 이를 모형화하여 농가참여의 선택 결정요인을 파악하고자 하였다. 이변량 프로빗 모델을 사용하는 이유는 의사결정 과정에서 간과되거나 관찰 불가능한 상호작용을 살펴보기 적절한 모델이기 때문이다(Jaenicke, 2009). 그리고 이변량 프로빗 모델은 두 가지 서로 다른 행위 결과에 영향을 끼치는 교란항 간의 상관관계를 허용함으로써, 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동

을 동시선택 가능성을 모형에 반영할 수 있다.

생산자가 생산조직에 참여하는 행동은 개인의 합리적인 선택행동이다. 즉 생산자는 상대적인 효용을 비교하며 생산조직에 대한 참여여부를 결정한다. 즉 생산자는 조직에 참여함으로써 얻는 효용과 참여하지 않음으로 얻는 효용의 차이를 비교하면서 조직의 참여에 대한 결정을 내리게 된다.

본 논문에서 사용된 이변량 프로빗 모형(bivariate probit model)을 보다 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 종속변수는 이변량 변수이며 자원요인, 인구통계적 요인, 인적자본 요인 등의 영향을 받는다고 가정할 때 기본모형은 다음과 같다. 개별농가  $i$ 가 의사결정을 할 때 관찰되지 않는 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동의 선택을 각각  $y_1^*, y_2^*$ 라고 하면, 생산활동과 판매활동에 대한 일반적인 상관관계를 허용하는 이변량 프로빗 모델은 식 (1)과 같다.

$$\begin{aligned} y_1^* &= X_1\beta_1 + \epsilon_1 \\ y_1 &= 1 \text{ if } y_1^* > 0 \\ y_1 &= 0 \text{ otherwise} \\ y_2^* &= X_2\beta_2 + \epsilon_2 \\ y_2 &= 1 \text{ if } y_2^* > 0 \\ y_2 &= 0 \text{ otherwise} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{여기서 } E[\epsilon_1|X_1, X_2] &= E[\epsilon_2|X_1, X_2] = 0, \\ \text{Var}[\epsilon_1|X_1, X_2] &= \text{var}[\epsilon_2|X_1, X_2] = 1, \\ \text{Cov}[\epsilon_1, \epsilon_2|X_1, X_2] &= \rho \end{aligned}$$

따라서 식 (1)은  $i$ 농가의 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동의 선택에 있어 관측되는 부분( $y_1, y_2$ )과 관측되지 않는 부분( $y_1^*, y_2^*$ )과의 관계를 나타낸다. 그리고 오차항  $\epsilon_1, \epsilon_2$ 는 이변량 정규분포를 따른다고 가정하고,  $X_1$ 와  $X_2$ 는 각각 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동의 선택에 있어서 설명변수 벡터  $\beta_1$ 와  $\beta_2$ 는 회귀계수벡터를 의미한다. 일반적으로 오차항이 서로 상호 관련되어 있는 경우, 공분산이 일정한 값( $\rho$ )을 갖게 된다고 가정한다.

식 (1)의  $\rho$ 는 분산-공분산(variance-covariance matrix)에서 공분산 부분의 상관계수를 나타낸다. 만약  $\rho$ 값이 0이 된다면, 식 (1)에서 설정한 두 추정식의 오차항은 이변량 정규분포를 따르지 않는다는 해석이 가능하며, 이는 단순 프로빗 모형으로 추정하는 것이 바람직하다 (Yu, 2003). 따라서 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동이 동시에 이루어진다는 것을 증명하기 위해서는  $H_0: \rho=0$ 인 귀무가설을 검정해야 한다. 만약 위 귀무가설이 기각된다면, 이변량 프로빗 모델이 분석에 적합하다고 할 수 있다.

이러한 이변량 정규분포(bivariate normal distribution)를 하는 경우 이변량 정규 누적 밀도

와 결합 확률 밀도 함수(joint probability density function)는 식 (2), 식 (3)과 같다.

$$\Phi_2(x_1, x_2, \rho) = \Pr(X_1 < x_1, X_2 < x_2) = \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_1} \phi_2(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2 \quad (2)$$

$$\Phi_2(x_1, x_2, \rho) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x_1^2 + x_2^2 - 2\rho x_1 x_2}{1-\rho^2}\right)\right] \quad (3)$$

본 논문에서는 각각의 생산자의 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동의 선택인  $y_1^*, y_2^*$ 를 직접 관찰할 수 없으며, 각각의 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동의 선택에 대한 양분선택 응답결과인 ‘만족’과 ‘불만족’을 얻을 수 있다. 이 경우  $(y_1^*, y_2^*) = (1, 1), (1, 0), (0, 1), (0, 0)$ 의 4가지 경우가 발생한다. 이때의 확률은 식 (4)와 같다.

$$\begin{aligned} \Pr(y_1 = 1, y_2 = 1) &= \Phi_2(X_1\hat{\beta}_1, X_2\hat{\beta}_2, \rho) \\ \Pr(y_1 = 1, y_2 = 0) &= \Phi(X_1\hat{\beta}_1) - \Phi_2(X_1\hat{\beta}_1, X_2\hat{\beta}_2, \rho) \\ \Pr(y_1 = 0, y_2 = 1) &= \Phi(X_2\hat{\beta}_2) - \Phi_2(X_1\hat{\beta}_1, X_2\hat{\beta}_2, \rho) \\ \Pr(y_1 = 0, y_2 = 0) &= 1 - \Phi(X_1\hat{\beta}_1) - \Phi(X_2\hat{\beta}_2) + \Phi_2(X_1\hat{\beta}_1, X_2\hat{\beta}_2, \rho) \end{aligned} \quad (4)$$

이러한 과정을 통하여 식 (1)의 회귀계수는 최우추정법(maximum likelihood estimation)에 의해서 추정된다. 이를 위해  $q_{i1} = 2y_{i1} - 1, q_{i2} = 2y_{i2} - 1$ 로 나타내면,  $y_{ij} = 1$ 이면  $q_{ij} = 1, y_{ij} = 0$ 이면  $q_{ij} = -1$ 이다( $j=1,2$ ). 그리고  $z_{ij} = X_{ij}\beta_j, w_{ij} = q_{ij}z_{ij}, \rho_{i*} = q_{i1}q_{i2}\rho$ 라고 할 경우 로그우도 함수는 식 (5)와 같다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_{i*}) \quad (5)$$

$$\text{여기서 } \Pr(y_1 = y_{i1}, y_2 = y_{i2} | X_1, X_2) = \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_{i*})$$

만약 추정된 계수 값이 최우추정량(maximum likelihood estimator; MLE)이라면 이변량 프로빗 모형의 추정결과는 각 변수별로 영향의 방향과 통계적 유의성을 나타내지만, 그 자체가 영향력의 크기를 의미하지 않는다. 따라서 영향력의 크기를 나타내는 한계효과를 계산할 필요가 있다(Park and You, 2010). 계산상의 편의를 위해  $X_1\beta_1 = X\gamma_1, X_2\beta_2 = X\gamma_2$ 으로 나타낸다. 먼저 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동을 각각 선택했을 때의 비조건부 평균값은 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$E[y_j|X] = \Phi(X\gamma_j), j = 1, 2 \quad (6)$$

조건부 밀도함수가 대칭인 경우 이변량 프로빗 모형에서의 한계효과는 일변량 프로빗 모형과 동일하다(Christofides et al., 1997; kim et al., 2011). 이 경우 특정 설명변수에 대한 한계효과는 식 (7)과 같다. 이것은 식 (6)을 해당 설명변수로 1계 편미분함으로써 구할 수 있다.

$$\frac{\partial E[y_j|X]}{\partial X} = \Phi(X\gamma_j)\gamma_j, j = 1, 2 \quad (7)$$

반면 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동을 동시선택 했을 때 조건부 평균값은 식 (8)과 같다. 이 경우 독립변수 한 단위 변화에 따른 한계효과는 식 (9)와 같다.

$$\begin{aligned} E[y_1|y_2 = 1, X] &= \Pr(y_1 = 1|y_2 = 1, X) = \frac{\Pr(y_1 = 1, y_2 = 1|X)}{\Pr(y_2 = 1, X)} \\ &= \Phi_2(X_1\gamma_1, X_2\gamma_2, \rho) \end{aligned} \quad (8)$$

$$\frac{\partial E[y_1|y_2 = 1, X]}{\partial X} = \left(\frac{1}{\Phi(X\gamma_2)}\right)[g_1\gamma_1 + (g_2 - \Phi_2\frac{\Phi(X\gamma_2)}{\Phi(X\gamma_2)})\gamma_2] \quad (9)$$

## IV. 연구조사방법

### 1. 표본설계 및 자료수집방법

본 연구는 충남의 생산조직에 참여하는 친환경농업 실천농가를 대상으로 설문조사를 실시하였다. 조사지역은 홍성, 아산, 부여, 세종을 중심으로 조사를 진행하였으며, 해당 지역은 충남에서도 친환경농업의 생산조직화가 비교적 잘 형성되어 있으며 친환경농업 실천농가들의 활동이 활발한 지역이다. 자료 수집은 2018년 9월 19일부터 2018년 12월 1일까지 총 74일간 이루어졌다. 총 173부의 설문지를 회수하였고, 오기 또는 누락된 설문지 2부를 제외시킨 나머지 171부(98.8%)를 자료 분석에 이용하였다.

Table 1. Study subject and data collection

Study subjects	Environmentally-friendly agriculture farmers
Survey scope	Environmentally-friendly agriculture farmers participating in a production organization in Chungnam
Survey period	Sep. 19 ~ Dec. 01 (2018)
Sampling method	Snow sampling
Data collection	Collected by visiting each farmhouse

## 2. 자료 분석방법

자료 분석방법은 다음과 같다. 먼저 응답자의 인구 통계적 특성과 생산농가의 일반현황을 파악하기 위해 빈도(N), 퍼센트(%), 표준편차(SD) 등의 기술통계분석을 실시하였고, 참여요인을 분석하기 위해서 이변량 프로빗 분석을 실시하였다. 표본의 이분산성을 조절하기 위해 표준오차 Robust S.E를 적용하였다.

## 3. 변수의 설명 및 측정항목

본 연구에서 사용된 설명변수의 측정항목은 Table 2에 제시하였다. 첫째, 생산조직을 통한 친환경농산물 생산활동과 판매활동에 대한 만족 여부에 대해서 측정하였다. 둘째, 생산조직 만족도에 대한 항목에 대하여 운영, 생산, 유통, 사회적 자본으로 구분하여 각각의 변수에 대한 참여의향을 살펴보았다. 운영의 경우 ‘운영자금 관리’, ‘농가 교육훈련 운영’의 내적요인과 ‘타 조직과의 네트워크’, ‘지역 지자체와의 협력’의 외적요인으로 세분화하였다. 셋째, 자원요인은 부채보유 유무, 재배면적, 농업소득 변수로 구성하였다. 넷째, 인적자본 요인으로는 교육수준, 농업교육훈련, 영농경력으로 구성하였다. 다섯째, 개인적 특성인 인구통계적 요인으로 성별, 연령, 결혼유무, 농업경영 형태로 구성하였다.

Table 2. Definitions of variables and their measurements for evaluating the production organization participation intention

Concept	Variable	Measurement
Dependent variable	Production activity through a production organization	1=Satisfaction or 0=Dissatisfaction
	Sales activity through a production organization	1=Satisfaction or 0=Dissatisfaction



Concept	Variable	Measurement
Organization operation	Operation fund management	Factor score
	Farmer training operation	
	Networking with other organizations	
	Cooperation with local municipalities	
Production	Production facility and material supply	Factor score
	Establishment of farm management and farming system	
	Having environment-friendly farming experts	
	Supporting environment-friendly farming techniques	
Distribution	Secure safe distributors	Factor score
	Secure payment	
	Have specialized distribution facility	
	Promote environmentally-friendly agricultural products	
Social capital	Regulation compliance of members	Factor score
	Open communication and discussion with colleagues	
	Organizational leadership and vision	
	Possible to participate in decision-making	
Resource factor	Debt (dummy variable)	1=Yes or 0=No
	Farming area	Continuous variable (ha)
	Agricultural income (Unit : 10 million KRW/yr)	① <1.5 ② 1.5-3.0, ③ 3.0-4.5, ④ 4.5-6.0, ⑤ 6.0-7.5, and ⑥ ≥7.5
Human capital factor	Education level (years of training)	Continuous variable (yr)
	Agricultural education and training (per year, order type)	0=No, 1=1 time, 2=2times, 3=3time, and 4=4 time or more
	Farming experience	Continuous variable (yr)
Demographic factor	Gender (dummy variable)	1=Female or 0=Male
	Age	Continuous variable (yr)
	Marriage (dummy variable)	1=Married or 0=Single
	Agricultural management type (dummy variable)	1=Full time farmer or 0=Others (part-time farming or side-job farming)

## V. 실증분석 결과

### 1. 표본의 특성

조사대상자의 인구 통계적 특성을 분석한 결과, 지역의 경우 아산이 44명(25.7%), 홍성이 43명(25.1%), 부여가 41명(24.0%), 세종이 38명(22.2%) 순이었으며, 생산농가의 성별은 남성이 132명(77.2%), 여성이 39명(22.8%)으로 남성이 높은 비율을 나타냈다. 연령의 경우 평균만 57.13세로, 이 중 40대가 32명(18.7%), 50대가 47명(27.5%), 60대가 52명(30.4%)으로 40~60대가 76.6%로 70% 이상을 차지하였다.

Table 3. Demographic characteristics

Division	N	%		Division	N	%	
Region	Hongseong	43	25.1	Marriage	Married	162	94.7
	Asan	44	25.7		Unmarried	9	5.3
	Buyeo	41	24.0	Heirs	with	50	29.2
	Sejong	38	22.2		without	121	70.8
	Gongju	2	1.2	Head of household <sup>1)</sup>	Yes	146	85.4
	Cheongyang	3	1.8		No	25	14.6
Gender	Male	132	77.2	Number of people in the household	1	12	7.0
	Female	39	22.8		2	58	33.9
Age	20~29	5	2.9		3	27	15.8
	30~39	7	4.1		4	39	22.8
	40~49	32	18.7		5	19	11.1
	50~59	47	27.5		6	10	5.8
	60~69	52	30.4		7	6	3.5
	≥70	28	16.4		Mean (S.D)	3.29 (1.520)	
	Mean (S.D)	57.13 (12.084)		Education level (Period of education)	Uneducated	2	1.2
Average annual income (Million won, 2017)	<15	46	26.9		Elementary	19	11.1
	≥15 ~ <30	45	26.3		Middle	27	15.8
	≥30 ~ <45	25	14.6		High	57	33.3
	≥45 ~ <60	10	5.8		University	56	32.7
	≥60 ~ <75	14	8.2		Graduate	10	5.8
	≥7.5	31	18.1		Mean (S.D)	12.21 (3.849)	
Total	171	100.0	Total	171	100.0		

1) 가구주: 주민등록상 세대주와는 관계없이 가계의 생계를 책임지고 있는 그 가구의 실질적인 대표자를 말한다(통계청).

결혼유무의 경우, 기혼이 162명(94.7%), 미혼이 9명(5.3%)로 기혼의 비율이 절대적으로 높았으며, 후계인력이 있는 농가는 50명(29.2%), 없는 농가는 121명(70.8%)으로 대다수의 농가가 농업을 이을 후계인력을 확보하지 못한 상태였다. 응답자 중 가구주인 경우는 146명(85.4%), 가구주가 아닌 경우는 25명(14.6%)이었으며, 가구원 수는 평균 3.29명으로 나타났다. 2017년 기준 연 농업소득은 1,500만 원 미만이 46명(26.9%), 1,500만 원 이상~3,000만 원 미만이 45명(26.3%), 7,500만 원 이상이 31명(18.1%) 순이었으며, 학력의 경우 고등학교 졸업이 57명(33.3%), 대학교 졸업이 56명(32.7%), 중학교 졸업이 27명(15.8%) 순으로 나타났다.

## 2. 측정도구의 신뢰도와 타당성 검증

생산조직 참여요인인 16개 변수들을 소수의 요인으로 축약하고, 측정도구의 타당성과 신뢰도를 검증하기 위해 탐색적 요인분석 및 신뢰도분석을 실시하였다. 다음 Table 4은 탐색적 요인분석과 신뢰도분석 결과이다. 주성분분석을 통한 직각회전 방식인 베리맥스(varimax) 방법으로 요인을 추출하였다. 고유치는 한 요인의 설명력을 나타내며, 한 요인에 대한 '요인적재량의 제곱의 합'을 의미한다. 따라서 고유치가 크면 요인이 변수들의 분산을 충분히 설명하는 것을 나타낸다. 고유치(eigenvalue)는 1.0 이상을 기준으로 하였으며, 요인적재량(factor loading)은 0.5 이상으로 하였다.

요인적재량은 각 변수와 요인간의 상관관계 정도를 나타내는 것이다. 적절한 적재량의 정확한 기준은 없으나 대체적으로 0.5 이상이면 유의한 적재량이라고 할 수 있다. 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 총 분산설명력은 68.590%로, 사회과학 분야에서 일반적으로 받아들여지는 기준 60%를 상회하는 것으로 나타났다. 요인분석의 적합도 판정을 위한 KMO의 적합도는 0.900으로 나타났으며, Bartlett의 구형성 검정치는 1422.955로, 유의수준 0.05 이하로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 여기서 KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)의 측도는 전체 상관관계행렬의 적합성을 나타내며, KMO 값은 일반적으로 0.6 이상이면 요인분석에 적합하다고 할 수 있다. Bartlett의 구형성 검정은 상관관계행렬 상 모든 상관관계 값의 전반적인 유의성을 나타낸다(Choi, 2016). 이 값이 유의수준 0.05 이하이면 요인분석에 적합하다고 할 수 있다. 총 16개의 측정항목에 대하여 요인분석을 실시하였으며, 요인분석 결과 본 연구에서 의도한 4개 요인을 추출하였다.

신뢰도분석 결과를 살펴보면, 유통, 생산, 조직운영, 사회적 자본 모두 Cronbach's  $\alpha$  값이 0.7 이상으로 신뢰성이 충분한 것으로 나타났다. Cronbach's  $\alpha$  계수는 0에서 1 사이의 값을 가지며 높을수록 바람직하나, 일반적으로 0.8 이상이면 신뢰성이 높다고 판단하며, 0.6~0.7 이면 수용할 만하다고 여겨진다.

Table 4. Exploratory factor analysis of factors related to production organization participation and reliability analysis

Participation Factor Variable	Factor loading	Eigenvalue	% of Variance	$\alpha$	Mean
Factor 1 : Distribution		7.182	44.885	.835	3.47
1. Have a specialized distribution facility.	.841				
2. Possible to secure a safe distributor.	.774				
3. Possible to make a safe payment.	.737				
4. Possible to receive help on environment-friendly agricultural products promotion.	.552				
Factor 2 : Production		1.503	9.393	.843	3.17
1. Possible to receive a support on environment-friendly farming techniques.	.826				
2. Possible to receive help from environmentally-friendly agriculture experts.	.825				
3. Possible to receive a support for farm management and farming system establishment.	.698				
4. Possible to receive production facilities and materials efficiently.	.634				
Factor 3 : Organization Operation		1.189	7.431	.788	3.45
1. Have a well-built network with other production organizations.	.822				
2. Manage operational fund efficiently and transparently.	.693				
3. Have a good cooperation with local municipalities.	.647				
4. Operate farmer education and training periodically well.	.646				
Factor 4 : Social Capital		1.101	6.881	.837	3.78
1. Possible to participate in the in-house decision-making freely.	.786				
2. Possible to have open communication and discussion with colleagues.	.731				
3. Have a reliable organizational leadership and vision.	.702				
4. Operational regulations are well obeyed.	.571				
Cumulative % = 68.590%, KMO =.900					
Bartlett test of sphericity $\chi^2 = 1422.955$ (d.f=120, p=.000***)					

### 3. 추정결과

우선 생산활동과 판매활동을 종속변수로 하는 이변량 프로빗 모형이 적합한지 검정하였다. 즉,  $cov(\epsilon_1, \epsilon_2) = \rho$  값을 갖는지, 의사우도비검정(pseudo-likelihood ratio test; PLR)을 실시하였다. 검정통계량  $\chi^2_{(1)}$  값이 16.4974를 가짐에 따라  $cov(\epsilon_1, \epsilon_2) = 0$ 이라는 귀무가설을  $p < 0.05$  수준에서 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 생산활동과 판매활동을 종속변수로 하는 이변량 프로빗 모형이 적합한 모형임을 확인하였다.

특히  $\rho$ 가 통계적으로 유의한 0.6642 값을 가짐에 따라 생산활동과 판매활동이 오차항을 통해 서로 양(+)의 상관관계를 갖고 있음이 확인되었다. 따라서 생산활동과 판매활동을 각각 추정하는데 있어 일변량 프로빗 모형보다는 이변량 프로빗 모형이 통계적으로 효율적인 모형이라고 판단할 수 있다.

모수추정 결과, 생산활동에 미치는 요인과 판매활동에 미치는 요인은 다소 차이가 있었다. 우선 생산활동에 미치는 요인을 살펴보면, 유통이  $p < 0.01$  수준에서 유의한 것으로 나타났다. 판매활동을 종속변수로 한 함수에서는 유통과 농업소득이  $p < 0.01$  수준에서 유의한 것으로 나타났고, 조직운영이  $p < 0.05$  수준에서 유의한 것으로 나타났다. 또한, 성별이  $p < 0.1$  수준에서 유의한 것으로 나타났다.

생산조직의 조직운영, 농업소득과 성별은 판매활동에 영향을 미치지만, 생산활동에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 지역의 생산조직이 농가의 생산활동에 도움이 되는 역할을 하고 있지 못한 것을 의미하며, 소농의 조직화를 위하여 친환경농가의 특성을 고려한 생산활동에 대한 지원도 필요하다. 지역의 학교급식, 공공급식 등 지역 내 친환경농산물 소비를 고려할 때 작부체계구축은 선결되어야 하며, 품목에 대한 정보 및 친환경 농자재 지원 등으로 다품목 생산을 위한 지원과 출하품목에 대한 관리가 필요하다. 조직운영의 경우 판매활동에 양(+)의 부호를 보이고 있는데, 이것은 농가교육, 지자체와의 협력 등 조직을 효율적이고 투명하게 운영하고 있다고 생각하는 농가일수록 생산조직을 통한 판매활동에 만족하는 것을 의미한다. 농업소득도 양(+)의 부호를 나타내 농업소득이 높을수록 생산조직을 통한 판매활동에 만족하는 것으로 나타났다. 그리고 여성일수록 생산조직을 통한 판매활동에 만족하는 것으로 나타났다. 이는 여성일수록 생산조직을 통한 판매활동에 호의적인 것으로 볼 수 있다. 영농교육은 생산활동, 판매활동에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 충남지역의 생산자들이 영농교육을 통해 생산활동, 판매활동에 도움이 되는 정보를 습득하지 못하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

한편 추정계수는 각 변수들의 방향과 통계적 유의성에 대한 정보를 제공하지만, 각 변수들이 실제 생산활동과 판매활동에 미친 영향력의 정도를 의미하지는 않는다. 따라서 설명변수의 영향력 크기를 알아보기 위해서 한계효과(marginal effect)를 추정하였다. 한계효과는 설명변수 한 단위 변화에 대한 생산활동과 판매활동의 확률변화의 정도를 의미한다. 본 논

문에서는 생산활동과 판매활동에 대해, 동시에 선택한 경우의 한계효과를 분석하였다.

한계효과 분석결과를 살펴보면, 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동에 만족할 확률에 미치는 요인은 유통, 조직운영, 농업소득 등으로 나타났다. 즉 다른 변수가 일정할 경우 유통에 만족이 높은 농가는 그렇지 않은 농가에 비해, 생산조직을 통하여 생산활동과 판매활동을 동시에 만족할 확률이 18.89% 증가하는 것으로 나타났다. 조직운영에 대하여 만족하는 농가일수록 그렇지 않은 농가에 비해, 생산조직을 통한 생산활동과 판매활동에 동시에 만족할 확률이 9.87% 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 농업소득이 높은 농가일수록 생산활동과 판매활동에 대해 만족할 확률이 3.92% 증가하는 것으로 나타났다.

Table 5. Estimated results of bivariate probit model

Classification		BPM estimated results ( $y$ )			
		Production activities ( $y_1$ )		Sales activities ( $y_2$ )	
		Coef.	Robust S.E	Coef.	Robust S.E
$x_1$	Distribution	0.5755***	0.2125	0.7774***	0.2200
$x_2$	Production	0.2752	0.2085	-0.0840	0.1905
$x_3$	Organization_operation	0.2800	0.2049	0.4227**	0.2088
$x_4$	Social_capital	0.0394	0.2378	-0.0139	0.2503
$x_5$	Debt	-0.2585	0.2595	-0.1364	0.2805
$x_6$	Farming_area	-0.0445	0.0509	0.0644	0.0785
$x_7$	Agri_income	0.0659	0.0660	0.2049***	0.0751
$x_8$	Edu	0.0156	0.0469	-0.0066	0.0393
$x_9$	Agri_edu	-0.0504	0.1008	0.1469	0.1133
$x_{10}$	Farming_exp	-0.0036	0.0108	0.0045	0.0100
$x_{11}$	Gender	-0.2208	0.2771	0.4712*	0.2804
$x_{12}$	Age	0.0086	0.0139	0.0059	0.0138
$x_{13}$	Marriage	0.6887	0.5658	-0.0458	0.6513
$x_{14}$	Agri_type	-0.2476	0.2780	-0.3270	0.2892
_cons		-3.8819***	1.4240	-4.1880***	1.5614
N of obs		171			
Wald test of rho ( $\rho$ )		0.6642***			
Wald $\chi^2_{(1)}$		16.4974*** (p=0.0000)			
Log pseudolikelihood		-131.86259			
Wald $\chi^2_{(28)}$		63.85*** (p=0.0001)			

Note : \*\*\*, \*\*, and \* indicate coefficients are significant at the 0.01, 0.05 and 0.1 levels, respectively.

Table 6. Marginal effect of bivariate probit model

Classification		Marginal effect ( $y = \Pr[y_1 = 1, y_2 = 1]$ )			
		$dy/dx$	S.E	$z$	$P >  z $
$x_1$	Distribution	0.1889	0.0473	4.00***	0.000
$x_2$	Production	0.0211	0.0491	0.43	0.667
$x_3$	Organization_operation	0.0987	0.0476	2.07**	0.038
$x_4$	Social_capital	0.0027	0.0583	0.05	0.963
$x_5$	Debt	-0.0525	0.0616	-0.85	0.394
$x_6$	Farming_area	0.0043	0.0152	0.28	0.777
$x_7$	Agri_income	0.0392	0.0170	2.30**	0.021
$x_8$	Edu	0.0009	0.0098	0.09	0.925
$x_9$	Agri_edu	0.0161	0.0250	0.64	0.519
$x_{10}$	Farming_exp	0.0002	0.0021	0.12	0.908
$x_{11}$	Gender	0.0444	0.0637	0.70	0.486
$x_{12}$	Age	0.0020	0.0032	0.62	0.538
$x_{13}$	Marriage	0.0778	0.1577	0.49	0.622
$x_{14}$	Agri_type	-0.0802	0.0632	-1.27	0.205

Note : \*\*\*, \*\*, and \* indicate coefficients are significant at the 0.01, 0.05 and 0.1 levels, respectively.

## VI. 결 론

농산물의 시장개방에 대응하고 농업경쟁력을 제고하기 위해 정부는 농가조직에 대한 지원을 확대해 가고 있다. 영세한 농업구조 하에서 생산효율성을 제고하는 방안을 마련하는 것은 중요한 과제이다. 다양한 농산물의 안정적인 공급과 소비자의 요구에 효과적으로 대응하기 위해서는 생산자의 조직화가 필요하다.

본 논문에서는 충남의 친환경농산물 생산농가를 중심으로 조직화의 참여요인을 살펴보았다. 추정결과, 생산활동에 영향을 미치는 조직화의 요인으로 유통이 유의미한 요인으로 나타났으며, 판매활동에 영향을 미치는 요인은 유통, 조직운영, 농업소득, 성별이 유의미한 요인으로 나타났다. 지역 내 생산자가 친환경농산물을 생산하는데 있어 농가가 필요로 하는 효과적인 지원 시스템을 구축하기 위해서는 참여요인에 대한 연구가 필요하다. 주요 연구결과를 중심으로 개선방안을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 유통측면에서 친환경농산물 생산자들에게 안정적인 판로에 대한 지원이 필요한 것

으로 나타났다. 친환경농산물은 인증 획득을 기본요소로 하고 있어, 안정적인 판로확보 없이는 생산 확대가 어려운 구조이다. 농가조직화 활성화를 위하여 생산자단체 및 농업법인을 광역단위 산지유통조직으로 육성하고, 이를 통해 대형소비처와의 교섭력을 강화하고 일정한 규모 이상의 물량을 취급할 수 있는 생산과 유통이 연계된 전문 조직으로 육성할 필요가 있다. 또한, 학교급식을 통한 친환경 식재료 수급 시스템의 구축과 대기업-생산자 단체 간 이익 공유(CSV) 협약을 통해 친환경농산물에 대한 판로 확보가 필요하다.

둘째, 생산 측면에서 친환경농업 실천지역의 집단화를 유도하고, 품목에 따른 차별화 지원 제도의 구축이 필요하다. 품목 특성에 따라 지원시설 및 자재, 기술, 판로 등을 세분화하여 관리 지원하고, 새로운 친환경 영농기술개발, 우수농가 사례 발굴, 시범사업 내용 등을 담은 소식지를 발간하여 지역 내 생산자들에게 보급하고 홍보할 필요가 있다. 또한, 전문생산관리자 중심으로 인증교육 및 작부체계를 구축하고 상호 연계하여 교류한다면, 생산관리 측면에서 도움이 될 것이다.

셋째, 조직운영 측면에서 내부적으로는 참여 생산자들에게 운영자금 관리현황을 공개하여 조직운영의 투명성을 제고하고, 생산자조직을 효율적으로 조직화하기 위해서 생산자들에 대한 지속적인 교육과 더불어 조직을 이끌어 갈 수 있는 리더를 적극적으로 양성할 필요가 있다. 농업기술원과 농업기술센터 등을 활용하여 각 조직의 리더와 농업인을 교육하고, 교육 이수 후에 생산자조직을 중심으로 네트워크의 활성화를 유도할 필요가 있다. 타 지역의 생산자조직과의 네트워크를 구축하여 상호 정보교류를 지속적으로 유지할 필요가 있다. 이러한 네트워크는 지역 내 수급시스템 뿐만 아니라, 광역 수급관리 시스템 구축 시 필요성이 높아지고, 또한 지자체 간 협력을 강화하기 위해서도 필요하다.

넷째, 사회적 자본 측면에서 신뢰구축을 위한 프로그램의 일환으로 조직 내 신규농부에 대한 지원과 생산자조직의 다양한 사회적 활동에 대한 규제 완화 및 지원 제도의 구축이 필요할 것이다. 홍성유기영농조합은 2011년 충남형 사회적 기업으로 인정받아 직영농장을 운영하며 귀농인의 영농기술을 습득할 수 있도록 돕고 있으며, 정착기반을 마련하고 지역의 농촌형 일자리를 만들어 나가는 지역공동체를 실현하고 있다. 또한 유통단계를 줄여 저렴한 비용으로 안전한 농산물을 소비할 수 있도록 도시 소비자와의 직거래를 통해 신뢰를 구축하고 있다. 아산시의 도농공동체를 형성하는 활동을 한살림 아산연합회, 푸른들, 한살림 천안아산과 협조하여 진행하고 있다. 친환경농산물 생산조직이 농산물의 생산과 판매에만 국한한 것이 아니라, 도시민과 교류하면서 다양한 사회적 공생의 영역으로 사업영역을 확대시키는 노력은 친환경농업의 취지와도 부합하는 활동이며, 장기적인 비전의 도출에도 도움이 될 것이다. 조직의 의사결정에 있어서 공정성과 투명성을 확보하여 조직 내 공적신뢰와 공적 차원의 사회적 자본을 제고시켜야 할 것이다.

끝으로 본 연구의 한계로는 친환경 생산농가 분석에 있어서 전국의 생산농가가 아닌 일부 충남 지역을 대상 지역으로 한정하였고, 이로 인해 지역적 특수성이 반영되었을 수 있



다. 추후연구에서는 지역에 따른 참여유형 분석 및 생산조직의 경영효율성 등의 세분화된 연구가 필요할 것이다.

[Submitted, June. 18, 2019 ; Revised, July. 25, 2019 ; Accepted, August. 15, 2019]

## References

1. Choi, B. O., M. K. Lee, and D. H. Kim. 2010. Study on Methods to Promote Functions of Representative Organizations for Items. Korea Rural Economic Institute.
2. Christofides, L. N., T. Stengos, and R. Swidinsky. 1997. On the Calculation of Marginal Effects in a Bivariate Probit Model. *Economics Letters*. 54: 203-208.
3. Heo, S. W. 2011. Case Study on the Directions for Establishment of Resource Cycling Agricultural System Focused on Farmer's Organization. *Korean Journal of Organic Agriculture*, 19(4): 463-474.
4. Hwang, E. S., J. H. Park, K. C. Cho, and M. K. Cho. 2004. Strategies for Development of Co-Marketing Firm in the Interests of Innovation of Marketing in Agricultural Producing District. Korea Rural Economic Institute.
5. Jaenicke, J. 2009. Detecting Social Interactions in Bivariate Probit Models with an Endogenous Dummy Variabel : Some Simulation Results. *Statical Journal*. 7(1): 67-85.
6. Kim, J. A., S. K. Cheong, G. T. Kim, and W. G. Kim. 2013. A Study on Organizational Strategy and Operational Elements of Community-based Agricultural Management Bodies. *Journal of Agricultural Extension & Community Development*. 20(3): 777-822.
7. Kim, J. S. and Y. I. Jeon. 2011. Simultaneous Decisions on Inter-regional Residential Movement, Labor Force Participation and Job Training Opportunities. *Quarterly Journal of Labor Policy*. 11(1): 55-80.
8. Park, H. T. and C. Y. Kang. 1995. A Case Study on Production and Marketing Activities of Organic Farming Products in Regional Integrated Farming Group, *Korean Journal of Organic Agriculture*. 4(1): 59-73
9. Park, J. H. and S. Y. You. 2010. Determinants of Consumer's Purchasing Intention for Functional Food Using Bivariate Probit Model. *Korean Journal of Agricultural Economics*. 51(4): 25-48.
10. Park, K. S. 1999. The State of The Farmers' Agricultural Corporations and Its Potential

- Growth : The Case of Chonnam Agarian Areas. *The Journal of Rural Society*. 9.
11. Park, M. H., T. G. Kim, and G. S. Chae. 2009. Strategies for Establishing and Developing Rural Farming Organizations. Korea Rural Economic Institute.
  12. Yi, H. M. and D. H. Kim. 2006. The Rural Producers' Organizations Experiences of Farmers. *Journal of Qualitative Research*. 16(2): 135-145.
  13. Yi, H. M. and J. T. Goh. 2017. Factors Influencing Willingness to Participate in 'Specialized Farmers Cooperatives' and Selecting Types of Farmers' Organizations : Evidence from Hun-chun, China. *The journal of the Korean Society of International Agriculture*. 29(1): 1-11.
  14. Yoo, D. K. 2011. A Study on Success Factors and Successful Case of Organic Marketing Initiatives. *Korean Journal of Organic Agriculture*. 19(2): 157-184.
  15. Yu, S. H. 2003. Simultaneous Equation Bivariate Tobit Analysis of Bottled Water and Water Purifier Consumption Expenditures. *Environmental and Resource Economics Review*. 12(4): 559-577.