# 복합영농의 범위 경제성 및 생산효율성 분석*

강혜정**

Keywords
다각화의 경제성(diversification economies), 다각화의 효율성(diversification efficiencies), 다산출물 거리함수(multi-output distance function), 표본선택오차(sample selection bias)

Abstract
This paper examines the diversification economies and the impact of the degree of crop diversification on the technical efficiency of multi-output production system, using farm-level panel data from the period 2008 to 2012. Measurements are obtained from the estimation of a stochastic multi-output input distance function. This study corrects for sample selection bias in the context of a translog functional form that appears when some farms produce only two outputs. The empirical results indicate that diversification economies are found to exist in the efficient small farms. However, greater diversification lead to lower technical efficiency.

차례

1. 서론
2. 분석모형
3. 이용한 자료
4. 분석 방법
5. 분석 결과
6. 요약 및 결론

* 이 논문은 2011년도 전남대학교 학술연구비 지원에 의하여 연구되었음.
** 전남대학교 농업경제학과 부교수, 전남대학교 농업과학기술연구소

# 1. 서 론

한국 농업에서 쌀 생산액 비중은 20% 이상을 차지하며 단일 품목으로는 가장 큰 비중을 차지하고 있다.[1] 따라서 쌀이 농가소득에 미치는 영향 또한 절대적이며, 그동안 농업정책의 핵심은 쌀 전업농의 유지 및 쌀산업 발전에 놓여 있었다고 해도 과언이 아니었다.

그러나 최근의 대내외적인 변화로 한국 쌀 산업은 큰 도전에 직면하게 되었다. 대외적으로 볼 때 우선 UR 협상의 결과 농업에 대한 정부보조가 제한되었고 또한 최소한의 외국 쌀을 수입하지 않을 수 없게 되어, 외국 쌀과의 경쟁이 불가피하게 되었다. 2014년 말에는 쌀 관세화 유예가 종료되면서, 내년 9월 말까지는 쌀 관세화 여부에 대한 방침을 세계무역기구(WTO)에 통보해야 할 입장이다. 대내적으로는 식생활의 서구화와 대체식품 증가 등으로 쌀 소비량이 지속적으로 감소하고 있다. 우리나라 국민 1인당 연간 쌀 소비량이 1970년 134.8kg을 최고로 매년 감소해 2012년에는 절반가량 감소한 69.8kg으로 나타났다.[2]

이러한 상황에서 여전히 전체 논의 90%에서 쌀을 생산하고 전체 농가의 60% 이상[3]이 쌀농사를 짓는 단일 품목 위주의 농업구조는 조정되어야 한다는 주장이 있다. 국내 쌀 수급 불안정과 WTO·FTA 등 국제적 쌀시장 개방 확대 등으로 어려움을 겪는 한국 농업의 소득기반 안정 및 위험관리 방안으로, 쌀 생산 비중을 줄이고 국산 밀, 쌀보리, 콩 등의 대체 소득 작목을 육성해야 한다는 것이다. 정부는 2012년부터 밭농업직불제를 시행하여 밭작목 재배 확대를 유도하고 있다. 또한 조사료 생산기반 확대를 위해 벼 재배 이후 월동 사료작물의 재배를 지원하고 있다.

쌀 전업농 육성을 통한 쌀산업의 규모화는 규모의 경제성(economies of scale) 효과를 얻을 수 있으나, 반면 생산의 유연성(flexibility)은 부족하여 생산 및 가격위험 등의 외부 환경변화에 유연하게 대처하기 어려운 단점이 있다. 반면, 영농다각화는 여러 작목 생산과정에서 자원 이용의 상보성(complementarity)을 이용할 수 있어, 단일 품목 생산보다는 생산비용을 절감할 수 있는 범위의 경제성(economies of scope)이 발생하는

---

1 쌀 생산액은 2000년 10조 5,046억에서 2011년 8조 8억 원으로 감소하였으며, 농업 생산액에서 차지하는 비중은 33%에서 19%로 하락하였다(농림축산식품부, 농림업생산지수).

2 통계청, 양곡 소비량 조사

3 2012년 전체 농가 115만 농가 중 논벼 수확농가는 72만 농가로 약 63%를 차지하고 있다(통계청, 농림어업조사).

장점이 있으며, 환경변화에 상대적으로 유연하게 대처할 수 있는 생산 형태이다.

이와 같이 대내외적 환경변화에 따라 쌀산업의 전업화와 다각화에 관해 상반된 주장이 있으나, 한국 복합영농의 범위의 경제성 및 생산효율성을 분석한 선행연구는 거의 없었다.

그동안 한국 미작농가의 생산기술에 대한 분석은 이미 상당수의 연구자에 의해 행해진 바 있다. 대표적인 연구들로 권태진(1985); 김건수, 유병서(1986); 정홍우(1993); 전찬익(1994); 이정환 등(2006); 김정호, 위용석(1997); 권오상(1997); Kwon and Lee (2004) 등이 있다. 그러나 이들 대부분은 쌀 전업농을 대상으로 쌀 생산기술 및 규모화 효과를 분석하는 데 초점을 맞추었다.

강혜정(2005)은 농가 특성을 중심으로 농업생산 다각화에 영향을 미치는 요인을 분석한 바 있으나, 복합영농의 생산기술 특성을 분석하지는 않았다. 강혜정(2007)은 다산출물 생산함수를 추정하여 쌀 복합영농의 생산성 변화와 그 요인을 분석한 바 있다. 그러나 복합영농의 경제성 및 생산효율성에 대해 분석하지는 않았다.

반면, 국외에서는 복합영농의 생산효율성에 관한 연구들이 수행된 바 있다. Fleming and Hardaker(1994)는 소농의 농가소득 증대 방안은 고소득 작목의 도입을 통한 영농의 다각화를 통해 생산성을 올리는 방안이라고 제안한 바 있다. Coelli and Fleming(2004)은 파퓨아 뉴기니의 커피 복합영농 농가를 대상으로 다각화와 전문화의 효율성을 계측하여, 다각화보다는 전업화에 따른 규모의 경제 효과가 더 크게 나타남을 밝힌 바 있다. Chaplin, Davidova and Gorton(2004)은 생산 품목의 단일화 또는 다각화뿐만 아니라 농가소득의 다각화 측면도 고려하여 전업농과 겸업농의 생산효율성을 비교·분석한 바 있다.

본 연구는 쌀과 쌀 이외 작목을 함께 생산하는 복합영농 농가의 생산기술 분석의 필요성에 입각하여, 복합영농의 범위의 경제성을 분석하고자 한다. 또한 영농다각화 정도에 따른 생산효율성 차이도 살펴볼 것이다.

복합영농의 범위의 경제성 분석에서 한 걸음 더 나아가 다각화 정도에 따른 생산효율성 격차를 분석하는 것은 생산효율성 증대 방안을 마련하는 데 있어 중요한 의미를 지닌다. 즉, 생산 품목 다각화 정도가 생산효율성 증대에 얼마나 기여하는지를 통계적으로 규명할 수 있다면, 향후 생산효율성을 높이기 위한 농업 생산체계 방향이 어떻게 추진되어야 할지를 파악할 수 있다. 또한 분석 결과를 통해 어떤 농가들로 하여금 쌀농업에 전념하게 하고, 어떤 농가들을 복합영농으로 전환할 것인가 등 우리나라 농업 전체의 생산성 증대 방안에 대한 시사점을 제시하여, 향후 우리 농업의 경쟁력 향상을 위한 효율적인 농업구조조정 방향을 제시하는 데 기초자료로 활용될 수 있다.

## 2. 분석모형

본 연구의 목적은 쌀과 쌀 이외의 작목을 함께 생산하는 복합영농의 생산기술 특성을 분석하는 것이므로, 분석모형으로 다산출물 생산기술(multi-output production technology)을 설정한다. $N$개의 투입요소 벡터를 $x$, $M$개의 산출물 벡터를 $y$라고 할 때, 다산출물 생산기술을 나타내는 가장 일반적인 형태는 거리함수(distance function)이다. 본 논문은 거리함수 중에서 다음과 같은 투입물거리함수(input distance function)를 사용한다.[4]

(1) $D_i(x,y) = \max\{\tau : x/\tau\text{로 } y \text{ 생산가능}\}$,
$x \in R_+^N,\ y \in R_+^M$

투입물거리함수는 현재의 산출량을 그대로 생산하면서, 투입량을 비례적으로 최대한 어느 정도 줄일 수 있는지를 나타낸다. 따라서 기술적으로 가장 효율적인 투입량으로 생산이 되고 있으면 투입물거리함수값은 1이고, 효율적으로 생산이 되지 못해 투입량의 낭비가 발생한다면 투입물거리함수값은 1보다 큰 값이 된다. 즉, $D_i(x,y) \geq 1$이다. 따라서 투입물거리함수값은 특정 농가가 기술적으로 효율적으로 생산하고 있는지의 여부를 나타낸다.

투입물거리함수는 산출물 $y$에 대해 감소하지 않고 투입물 $x$에 대해 증가하지 않는다. 또한 투입물에 대해 1차 동차성의 성질을 지닌다. 즉, $D_i(\theta x,y) = \theta D_i(x,y)$, $\theta > 0$이다.

본 논문은 생산의 비효율성과 동시에 확률적 요인까지 감안하는 복합오차항을 가진 확률경계투입물거리함수(stochastic frontier input distance function)[5]를 추정한다. 투입

---

4 거리함수에는 투입물거리함수뿐 아니라 산출물거리함수(output distance function), 방향거리함수(directional distance function) 등 여러 가지가 있다. 권오상, 홍종호(2006)는 투입물거리함수를 이용하여 다산출물을 생산하는 수도산업의 규모탄력성과 기술효율성을 분석한 바 있다.

5 모수적(parametric) 분석방법인 확률경계모형은 비모수적(non-parametric) 분석법인 DEA(Data Envelopment Analysis) 분석에 비해 생산함수의 형태를 가정하여야 하는 문제는 가지고 있으나 변수계측의 오류 등 다양한 확률적 요인을 감안하여 분석을 할 수 있다는 장점이 있다(Kwon and Lee 2004). 본 연구의 경우, 농업 생산은 기후, 병충해 등 자연현상에 의해 크게 영향을 받으며, 이용한 자료가 표본통계라는 점을 고려해 볼 때, 확률변수의 영향을 포함하는 모수적 추정 방법이 비모수적 방법보다 더 적절할 것이다.

물거리함수를 실증적으로 추정하기 위해, 가장 유연한(flexible) 함수 형태로 알려진 초월대수(translog) 투입물거리함수를 다음과 같이 설정한다.

$$(2)\ \ \ln D_i(x_{it}, y_{it}, t) = \alpha_0 + \sum_n^N \alpha_n \ln x_{nt} + \sum_m^M \beta_m \ln y_{mt} + \frac{1}{2}\sum_n^N \sum_{n'}^N \alpha_{nn'} \ln x_{nt} \ln x_{nt'}$$
$$+ \frac{1}{2}\sum_m^M \sum_{m'}^M \beta_{mm'} \ln y_{mt} \ln y_{mt'} + \sum_n^N \sum_m^M \gamma_{nm} \ln x_{nt} \ln y_{mt}$$
$$+ \delta_t t + \frac{1}{2}\delta_{tt} t^2 + \sum_m^M \delta_{ym} \ln y_{mt} t + \sum_n^N \delta_{xn} \ln x_{nt} t$$

$D_i(x_{it}, y_{it}, t)$는 $i$번째 농가의 $t$년에 있어서의 투입물거리함수이다. 식 (2)의 함수는 다음과 같은 투입물거리함수의 1차 동차성 조건을 만족해야 한다.

$$(3)\ \ \sum_n^N \alpha_n = 1,\ \sum_{n'}^N \alpha_{nn'} = 0,\ \sum_n^N \gamma_{nm} = 0,\ \sum_n^N \delta_{xn} = 0 \quad \forall\ n,\ m$$

실제 다산출물 투입물거리함수 추정과정에서는 식 (3)의 투입물거리함수가 투입물의 1차 동차함수라는 성질을 이용하여 식 (2)를 다음과 같이 변환할 수 있다.

$$(4)\ \ \ln D_i(x_{it}/x_{it}^k, y_{it}, t) = \ln \frac{1}{x_{it}^k} D_i(x_{it}, y_{it}, t) = -\ln x_{it}^k + \ln D_i(x_{it}, y_{it}, t)$$

즉, 실제 추정 시에는 투입요소 가운데 하나($x_{it}^k$)의 로그값을 취한 후 좌변으로 이동시키고, 나머지 투입요소들은 좌변으로 이동시킨 투입요소로 나누어준 후 투입물거리함수 전체의 로그를 취한다. 이 과정에서 1차 동차성 조건이 적용되었기 때문에 이렇게 변환된 추정모형은 식 (3)의 1차 동차성 조건을 자동으로 충족한다. $\ln D_i(x_{it}, y_{it}, t)$을 기술적 비효율성을 나타내는 오차항 $u_{it}$로 표시하면, 식 (4)를 통해 변환된 초월대수 투입물거리함수는 다음과 같다.

$$(5)\ \ -\ln x_{it}^k = \alpha_0 + \sum_n^N \alpha_n \ln\left(\frac{x_{nt}}{x_{it}^k}\right) + \sum_m^M \beta_m \ln y_{mt} + \frac{1}{2}\sum_n^N \sum_{n'}^N \alpha_{nn'} \ln\left(\frac{x_{nt}}{x_{it}^k}\right) \ln\left(\frac{x_{n't}}{x_{it}^k}\right)$$

$$+\frac{1}{2}\sum_{m}^{M}\sum_{m'}^{M}\beta_{mm'}\ln y_{mt}\ln y_{mt'}+\sum_{n}^{N}\sum_{m}^{M}\gamma_{nm}\ln\left(\frac{x_{nt}}{x_{it}^{k}}\right)\ln y_{mt}$$
$$+\delta_t t+\frac{1}{2}\delta_{tt}t^2+\sum_{m}^{M}\delta_{ym}\ln y_{mt}t+\sum_{n}^{N}\delta_{xn}\ln\left(\frac{x_{nt}}{x_{it}^{k}}\right)t+\nu_{it}-u_{it}$$

위 식을 간단히 표현하여, $\ln x_{it}^{k}=TL(x_{it}/x_{it}^{k},y_{it},t)+\nu_{it}-u_{it}$라고 하자.

식 (5)에서 확률변수 $v_{it}$는 통상적인 확률적 오차를 반영하며, 정규분포를 따른다고 가정한다. 또 다른 오차항 $u_{it}$은 기술적 비효율성(또는 생산 비효율성)을 나타내는 오차항이다. $\exp(u_{it})$가 1 이상의 값을 가지므로 $u_{it}$는 0 이상의 값을 가져야 한다. 따라서 $u_{it}$는 평균이 $m_{it}$이고 분산이 $\sigma_u^2$이면서 0에서 절단된(truncated) 양(+)의 정규분포를 가진다고 가정한다. $u_{it}$가 효율성 지표를 결정하기 때문에, 그 평균인 $m_{it}$ 역시 각 농가의 특성 등에 의해 영향을 받을 수 있도록 모형화할 수 있다.[6] 본 연구는 Battese and Coelli(1995)가 제안한 방법인 패널자료의 특성을 살리면서 동시에 기술적 효율성 격차에 영향을 미치는 여러 요인들을 동시에 찾아낼 수도 있는 추정법을 이용한다. 이 경우 $u_{it}$의 평균 $m_{it}$는 농가 특성을 나타내는 설명변수 벡터 $z_{it}$의 선형함수로서 다음과 같이 설정할 수 있다.

(6) $m_{it}=z_{it}\delta+\mu_{it}$

식 (5)와 식 (6)을 결합하여 우도함수를 설정하고, 추정을 통해 우도함수를 최대화하는 파라메터들을 도출할 수 있다. 한편, 추정 결과 얻어지는 것은 오차항인 $v_{it}-u_{it}$의 값이지 비효율성 지수 $u_{it}$의 값은 아니다. 따라서 일단 오차항의 값이 얻어지면, $u_{it}$의 조건부 기대치 $E(u_{it}|v_{it}-u_{it})$을 구하여, 이를 $i$번째 농가의 $t$시점에 있어서의 비효율성 지수값으로 간주한다.

다산출물 투입물거리함수의 추정 결과를 이용해 복합영농 농가 간 생산효율성 격차를 확인할 수 있을 뿐 아니라, 모든 농가가 효율적인 생산을 할 경우에 복합영농의 경제성을 확인할 수 있다. 즉, 추정된 투입물거리함수를 이용해 영농다각화에 따른 범위의 경제성(economies of scope)[7]을 계측할 수 있다. 범위의 경제성은 복수산출물의 생

---

6 이러한 모형화는 Deprins and Simar(1989), Kumbhakar et al.(1991), Reifschneider and Stevenson(1991), Huang and Liu(1994), Battese and Coelli(1995), Caudill et al.(1995) 등 많은 연구에 의해 시도된 바 있다.

7 범위의 경제성(economies of scope)은 한 산출물이 증가할 때 다른 산출물의 한계비용이 감소

산에 공통적으로 이용되는 생산요소가 존재하여 단일산출물을 각각 생산할 때보다 함께 생산할 때 총비용이 적게 드는 현상이다. 그러나 범위의 경제는 비용함수에 근거하여 정의되는 개념이므로, 투입물거리함수에서는 다른 형태의 지표를 설정해야 한다. Coelli and Fleming(2004)은 비용함수와 투입물거리함수의 쌍대관계(dual)를 이용하여, 다각화의 경제성(diversification economies)이라는 개념을 제시하였다. 기술적으로 비효율적인 농가의 다각화 경제성을 계측하는 것은 의미가 없기 때문에, 다각화의 경제성은 모든 생산자가 효율적으로 생산하여 생산경계(frontier)에 있다는 가정을 한 후 계측된다. 초월대수 투입물거리함수에서 다각화의 경제성은 다음과 같이 탄력성의 형태로 정의될 수 있다. 다각화의 경제성은 투입물거리함수에서 산출물 간의 보완성 개념을 이용하여 측정할 수 있다. 즉, 2차미분이 가능한 투입물거리함수에 있어서 산출물의 보완성(output complementarities)은 다음과 같이 정의된다.

$$(7)\quad \frac{\partial^2 \ln D_i}{\partial \ln y_i \ln \partial y_j} = \beta_{mm'} > 0, \quad i \neq j, \quad i, j = 1, \ldots, m$$

다각화의 경제성 지표를 통해 생산경계선에 위치한 농가들의 영농다각화에 따른 경제성을 계측할 수 있다.

한편, 복합영농에서도 생산작목의 수, 즉 다각화 정도(또는 전업화 정도)에 따라 생산기술 특성이 달라질 것이다. 따라서 영농다각화 정도는 생산경계선 아래에 위치한 농가들의 생산 비효율성을 설명하는 요인이 될 수도 있다. 전업농의 생산효율성은 단일작목 생산이 기술적 효율성을 높일 때 나타나며, 반대로 복합영농의 생산효율성은 상호보완성이 상대적으로 적은 작물들을 함께 생산함으로써 자원 배분의 효율성을 높여 기술의 효율성을 높일 때 발생할 수 있다. 따라서 본 연구는 모든 농가가 효율적으로 생산을 한다는 가정하에 다각화의 경제성 지표를 계측할 뿐만 아니라, 영농다각화 정도에 따른 생산효율성 차이도 분석할 것이다. 식 (6)에서 생산비효율성에 영향을 미치는 설명변수 중 하나로 영농다각화 정도를 나타내는 변수를 포함하여, 영농다각화 정도가 생산효율성에 미치는 영향을 분석할 수 있다.

영농다각화 정도를 계측하는 지표는 여러 가지가 있으나,[8] 본 논문은 다음과 같은 허

---

한다면 두 산출물 간에는 비용 상보성이 있어 단일 산출물을 생산하는 것보다 다산출물을 생산하는 것이 비용절감 측면에서 더 경제적임을 나타내는 지표이다.

[8] 생산의 다각화 정도를 계측하는 지표는 이외에도 여러 가지가 있다. 예를 들어, 최대비율지표

핀달 지수(Herfindahl index)와 오자이브 지수(Ogive index)를 사용한다(Jovanovic 1993).

(8) Herfindahl index: $C_1 = \sum_{i=1}^{N} S_i^2$

여기서, $S_i = \gamma_i / \sum_{i=1}^{N} \gamma_i$, $\gamma_i$는 $i$작목으로부터의 조수입이다.

허핀달 지표는 0에서 1까지의 값을 가지며, 생산이 다각화될수록 그 값은 0에 가깝고, 생산이 전문화될수록 1에 가까운 값을 나타낸다.

Ogive 지수는 한 농가 내에 모든 품목이 균등한 비율로 생산되는 경우를 이상적인 다각화 구조라고 가정하고, 이상적인 상태와의 편차를 측정하여 다각화 정도를 나타낸다. 따라서 농가의 Ogive 지수값이 작을수록 품목구성이 다양하다는 것을 나타낸다. 지수값이 크다는 것은 편차가 큰 것을 나타내며, 소수의 특정 산업에 집중되었다는 것을 의미한다. 지수값은 0에서 1까지의 값을 나타낸다. 이는 소득격차를 측정하는 척도로 사용되는 Gini 지수의 기법과 유사하며, 식으로 나타내면 다음과 같다.

(9) Ogive index: $C_2 = \sum_{i=1}^{N} \frac{(S_i - (1/N))^2}{1/N}$,

여기서 $N$은 품목 수, $S_i = \gamma_i / \sum_{i=1}^{N} \gamma_i$, $\gamma_i$는 $i$작목으로부터의 조수입이다.

## 3. 이용한 자료

본 논문은 작목별 생산 자료와 개별 농가특성 자료를 동시에 얻을 수 있는 통계청의 「농가경제조사」 원자료를 이용한다. 가장 최근 연도인 2008년~2012년 동안 모두 조사된 농가를 대상으로 하여, 2,115개의 농가 단위 패널자료(panel data)를 구축하였고,

---

(index of maximum proportion), 집중율지표(Concentration ratio index), 베리지표(Berry index), 엔트로피지표(Entropy index), 오자이브 지수(ogive index) 등이 있다. 이런 지표들의 수식과 특징은 Hackbart and Anderson(1978)과 Gollpo and Monahan(1991)에 자세히 설명되어 있다.

분석자료로 이 패널자료를 이용하였다. 모든 금액자료는 2005년을 기준 연도로 하는 GDP 디플레이터를 이용해 실질가격으로 환산되었다.

분석 대상은 쌀과 쌀 이외의 작목을 함께 생산하는 복합영농 농가이며, 산출물은 쌀과 쌀 이외의 작목으로 구분하였다. 여기서 쌀 이외의 작목은 축산을 제외한 경종작물의 조수입 총계, 즉, 곡물, 채소, 과실, 화훼, 특용작물, 기타 작물 등의 조수입을 총계한 것이다. 농가경제조사에는 산출물 가격이 조사되어 있지 않으므로, 작목 조수입에서 가격을 분리하여 순수한 산출량만을 집계하는 것은 불가능하다. 따라서 본 연구는 산출물 조수입 자체를 일종의 화폐 단위로 계측된 산출물로 간주한다.[9]

투입물은 유량(flow)변수 형태인 토지, 노동, 자본, 기타 투입물의 네 가지로 설정한다. 토지는 소유 및 임차 경지면적의 합계이며, 노동은 자가노동시간과 고용노동시간의 합계이다. 자본은 감가상각비, 임차료, 자본의 기회비용(opportunity cost of capital)의 합계로 정의되며, 임차료에는 토지 임차료를 포함한다. 자본의 기회비용은 연초 유형자산을 해당 연도의 시장 이자율[10]에 곱해서 도출한다. 기타 투입물은 종묘비, 비료비, 농약비, 영농광열비, 소농구비 등의 합계로 정의한다.[11] 본 연구에서 이용한 복합영농 농가의 산출물과 투입물의 기초통계량은 <표 1>과 같이 정리된다.

**표 1. 산출물과 투입물의 기초통계량**

| 구분 | 변수 | 단위 | 평균 | 표준편차 |
|---|---|---|---|---|
| 산출물 | 쌀($y_1$) | 천 원 | 7,857 | 11,300 |
| | 쌀 이외 작목($y_2$) | 천 원 | 15,900 | 30,300 |
| 투입물 | 토지($x_1$) | ㎡ | 17,166 | 17,002 |
| | 노동($x_2$) | 시간 | 1,295 | 1,272 |
| | 자본($x_3$) | 천 원 | 6,951 | 8,470 |
| | 기타($x_4$) | 천 원 | 5,485 | 6,165 |

9 제주특별자치도의 쌀 생산량은 매우 미미하여, 분석 지역에서 제외하였다.

10 시장이자율은 한국은행에서 제공하는 3년 만기 회사채(CB3, %)를 사용하였음<http://nsportal.stat.go.kr>.

11 생산요소시장이 완전경쟁시장이면 동일 시점에서 모든 산업은 외생적으로 주어진 동일한 생산요소가격(질적 차이 발생 예외)에 직면하므로, 이 연구에서는 투입물에 대한 지출금액 자체를 일종의 화폐 단위로 계측된 투입물로 간주한다.

한편, 본 연구는 복합영농 농가의 생산효율성에 영향을 미치는 농가 특성 변수로, 경영주의 연령, 경영주의 정규교육연수, 전체 노동에서 가족노동이 차지하는 비중, 전체 토지에서 자작농이 차지하는 비중, 전체 농가소득에서 농외소득이 차지하는 비중, 농가자산 대비 농가부채의 비율, 농가가 위치한 지역 등을 설정하였다. 이런 변수들 이외에 영농다각화 정도를 나타내는 허핀달 지표도 포함하였다.

농가 특성 변수 중 경영주의 연령과 교육연수는 경영주의 인적 자본이 생산효율성에 미치는 영향을 나타낸다. 가족노동 비중과 자작농 비중은 자기 소유 토지와 노동에 대한 의존도가 생산효율성에 미치는 영향을 나타낸다. 또한 농외소득 비중은 영농활동에 전념하는 정도가 생산효율성에 미치는 영향을 나타내며, 농가부채 비율은 자산 대비 부채의 과소 정도가 생산효율성에 미치는 영향을 분석하기 위해 포함하였다. 생산효율성 분석에 포함된 지역더미를 제외한 농가특성 변수들과 허핀달 지표의 기초통계량은 <표 2>와 같다.

**표 2. 농가특성 및 영농다각화 지표의 기초통계량**

| 변수명 | 의미 | 평균 | 표준편차 |
|---|---|---|---|
| 연령 | 경영주 연령 | 65.29 | 9.79 |
| 교육연수 | 경영주 학력 | 7.80 | 3.52 |
| 가족노동시간 비중 | 가족노동시간/총농업노동시간 | 0.88 | 0.14 |
| 자가소유면적 비중 | 자가소유면적/총경지면적 | 0.59 | 0.33 |
| 농외소득 비중 | 농외소득/농가소득 | 0.46 | 12.92 |
| 부채 비중 | 농가부채/농가자산 | 0.07 | 0.16 |
| 영농다각화 정도 | 허핀달 지표 | 0.47 | 0.19 |

분석 대상인 복합영농 농가의 경영주 평균 연령은 65세이며, 경영주 학력은 7.8년으로, 농가 경영주의 고령화가 심각함을 보여준다. 가족노동 비중은 0.8, 자가 소유 경지면적 비중은 0.59로 나타나, 영농활동에서 가족노동 의존도가 매우 높음을 알 수 있다. 농외소득 비중은 0.46으로 높은 편이며, 농가부채 비율은 7%로 낮은 편이다. 허핀달지표를 이용하여 계측된 평균농가의 영농다각화 정도는 0.47로, 평균 복합영농 농가의 다각화 정도가 높지는 않은 것으로 나타났다.

## 4. 분석 방법

이 논문은 두 가지 산출물(쌀과 쌀 이외의 작목)을 생산하는 복합영농 농가를 대상으로 영농다각화의 경제성과 다각화 정도가 생산효율성에 미치는 영향을 분석하는 것이므로, 분석 대상에서 단일작목 생산농가들은 제외된다. 그러나 표본을 다산출물 생산농가들로 임의로 한정하여 분석하면 추정오류가 발생할 수 있다. 즉, 농가 특성과 지역 환경 등에 의해 농가가 단일영농 또는 복합영농의 생산형태를 결정하는 것이므로, 임의로 표본을 한정할 경우 무작위로 추출되지 않는 표본에 의한 표본선택오차(sample selection bias)가 발생한다. 두 산출물로 형성되는 생산 형태의 선택에 직면한 농가는 이윤극대화 목표를 이루기 위해 네 가지 의사결정을 할 수 있다. 이 경우, 본 연구는 우선 네 가지 생산형태 중 두 산출물을 모두 생산하는 복합영농 표본을 선택하고, 그 다음 선택된 복합영농 농가들을 대상으로 다산출물 투입물거리함수를 추정하는 2단계 추정법(two-stage estimation procedure)을 적용하여, 표본선택오류를 해결하고자 한다. 이러한 절차는 일종의 이중표본선택모형(double sample selectivity model)을 적용하여, 다산출물 투입물거리함수를 추정하는 방법이다. 즉, 이중표본선택모형은 두 산출물로 형성될 수 있는 생산 형태의 선택이 서로 연계되어 있을 때, 이를 무시하고 임의로 복합영농 농가만을 대상으로 분석할 경우 발생할 수 있는 표본선택오차를 해결하는 추정 방법이라 할 수 있다.

2단계 추정법의 첫 번째 단계에서는 두 가지 산출물로 형성할 수 있는 생산 형태 결정이 관찰되지 않는 농가 특성에 의해 서로 연계되어 있다는 점을 반영하기 위해 이변량 프라빗 모형(bivariate probit model)을 이용하여, 각 생산 형태 결정식을 추정한다. 전체 표본 농가를 두 가지 산출물로 형성될 수 있는 네 가지 생산형태로 구분하고, 각 표본(또는 각 생산 형태)이 관찰될 확률을 추정하여 그 확률을 이용해서 표본 오차항의 조건부 기댓값을 규명하고 이를 두 번째 단계의 다산출물 생산함수 추정식의 설명변수들로 포함시켜 이중표본선택오차를 제거한다.

두 가지 산출물에 대한 농가의 생산 형태 의사결정을 고려한, 다산출물 투입물거리함수 추정식은 식 (10)~식 (14)으로 설정할 수 있다.

(10) $\ln x_{it}^{k} = TL(x_{it}/x_{it}^{k}, y_{it}, t) + \nu_{3it} - u_{it},\ E(u_{it}) = m_{it} = z_{it}\delta + \mu_{it}$

(11) $Rice_{it} = z_{it}^{1}\gamma_1 + \nu_{1it},$

(12) $Nrice_{it} = z_{it}^{2}\gamma_2 + \nu_{2it}$,

(13) $R_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } Rice_{it} > 0 \\ 0 & \text{if } Rice_{it} = 0 \end{cases}$,

(14) $N_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } Nrice_{it} > 0 \\ 0 & \text{if } Nrice_{it} = 0 \end{cases}$

식 (10)은 이 논문이 최종적으로 분석하고자 하는 다산출물 투입물거리함수이다. 식 (11)과 식 (12)은 각각 쌀과 쌀 이외의 작목의 생산에 대한 잠재변수(latent variable)이며, 각각의 생산은 식 (13)과 (14)와 같은 더미변수 $R_{it}$와 $N_{it}$에 의해 관찰 가능하다. $z_{it}^{1}$과 $z_{it}^{2}$는 각각 쌀과 쌀 이외의 작목 생산 여부를 결정하는 설명변수 벡터이며, $\gamma_1$과 $\gamma_2$는 각 식의 추정계수 벡터를 의미한다.

식 (13)~(14)과 결합된 식 (11)~(12)은 두 가지 산출물 생산의 결정식이며, 두 모형의 설명변수 벡터는 모두 동일하다고 가정하자. 이때, 농가 고유의 관찰 불가능한 요소들(unobserved factors)은 식 (11)과 (12)의 두 모형 모두에 영향을 미친다. 즉, 두 가지 산출물의 생산 결정은 독립적이지 않고 서로 영향을 미치며, 식 (11)과 (12)의 오차항들은 이변량 정규분포함수(bivariate normal distribution model)를 따른다. 따라서 식(11)과 (12)를 개별적으로 추정하는 것보다 이변량 프라빗 모형을 이용하여 추정하는 것이 더 효율적이다.

$R_{it}$와 $N_{it}$의 이산적인 선택에 근거하여 두 산출물의 생산 결정은 다음과 같은 네 가지 경우로 구분될 수 있다: $(R_{it}, N_{it}) = (1,1), (1,0), (0,1), (0,0)$. 이 논문은 복합영농 농가를 분석 대상으로 하므로, 단일 산출물을 생산하는 두 번째와 세 번째, 그리고 어떤 산출물도 생산하지 않는 네 번째 경우를 분석에서 제외시킨다. 두 가지 산출물을 모두 생산하는 복합영농 농가($R_{it} = 1, N_{it} = 1$) 표본이 관찰될 확률은 다음과 같다 (Khanna 2001).

(15) $P_{11} = \Pr(R_{it} = 1, N_{it} = 1) = \Phi^{b}\left(z_{it}^{1}\gamma_1, z_{it}^{2}\gamma_2, \rho\right)$

여기서 $\Phi^{b}(.)$는 상관계수 $\rho\left(= \dfrac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right)$를 가지는 표준 이변량 정규분포(standard bivariate normal distribution)의 누적분포함수를 나타낸다.

농가 고유의 관찰 불가능한 요소들은 두 산출물 생산 결정식뿐만 아니라 식 (10)의 다산출물 투입물거리함수 추정식에도 영향을 미친다. 이런 모형들 간의 연계성에 근거하여, 식 (11)~(12)의 확률 오차항들과 식 (9)의 표본 확률오차항의 분포는 평균이 0이고 다음과 같은 공분산 행렬 $\sum$을 가진 다변량 정규분포함수(multivariate normally distribute)가 된다.

(16) $$Cov(\nu_{1it}, \nu_{2it}, \nu_{3it}) = \sum = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \sigma_{13} \\ \rho & 1 & \sigma_{23} \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_3^2 \end{bmatrix}$$

식 (16)과 같은 모형들의 오차항 간 상관성 때문에 식 (10)의 조건부 기댓값은 다음과 같이 도출된다[12].

(17)

$$E(\nu_{3it}|z_{it}, R_{it}=1, N_{it}=1) = E(\nu_{3it}|\nu_{1it} > -z_{it}\gamma_1, \nu_{2it} > -z_{it}\gamma_2)$$

$$= \sigma_{13}\left[\frac{\phi(z_{it}\gamma_1)\Phi(z_{it}(\gamma_2-\rho\gamma_1)/(1-\rho^2)^{1/2})}{\Phi^b(z_{it}\gamma_1, z_{it}\gamma_2;\rho)}\right] + \sigma_{23}\left[\frac{\phi(z_{it}\gamma_2)\Phi(z_{it}(\gamma_1-\rho\gamma_2)/(1-\rho^2)^{1/2})}{\Phi^b(z_{it}\gamma_1, z_{it}\gamma_2;\rho)}\right]$$

$$= \sigma_{13}\lambda_{1it} + \sigma_{23}\lambda_{2it}$$

여기서, $\phi(.)$는 표준정규분포(standard normal distribution)의 확률밀도함수(probability density function)이며, $\Phi(.)$는 표준정규분포의 누적분포함수(cumulative distribution function)이다.

식 (17)의 $\lambda_{1it}, \lambda_{2it}$은 일반적인 표본선택모형에서 도출되는 일종의 Mill's ratio의 역수와 같은 의미를 가진다고 볼 수 있다.

최종적으로, 본 논문이 추정하고자 하는 다산출물 생산함수는 식 (10)의 다산출물 투입물거리함수에 식 (16)의 $\lambda$변수들을 포함한 다음의 식 (18)이 된다[13].

(18) $$\ln x_{it}^k = TL(x_{it}/x_{it}^k, y_{it}, t) + \delta_{13}\widehat{\lambda_{1it}} + \delta_{23}\widehat{\lambda_{2it}} + \zeta_{it} - u_{it},\ E(u_{it}) = m_{it} = z_{it}\delta + \mu_{it}$$

---

12 추정 모형은 Khanna(2001)의 p.38-39 참조.

13 추정에 사용된 소프트웨어는 STATA 12

여기서, $\zeta_{it}(=\nu_{3it}-\sigma_{13}\widehat{\lambda_{1it}}-\sigma_{23}\widehat{\lambda_{2it}})$는 평균이 0인 확률 오차항이다.

## 5. 분석 결과

2단계 추정법을 이용하여 다산출물 투입물거리함수를 추정하였다. 우선 제1단계 분석에서 두 가지 산출물(쌀과 쌀 이외의 작목)의 생산 결정식을 추정하였다.[14] 종속변수는 각각 쌀과 쌀 이외의 작목 선택 여부를 나타내는 더미변수이며, 설명변수로는 경영주의 인적 자본, 영농규모, 지역 특성 변수들을 설정하였다.

경영주 특성 변수로는 연령과 정규교육연수를 사용하였다. 영농규모를 나타내는 변수로는 경지면적을 설정하였고, 지역 특성을 반영하기 위해 지역 더미변수를 사용하였다. 또한 연도별 작목 선택의 차이를 반영하기 위해 연도더미를 포함하였다.

제1단계의 이변량 프라빗 모형 추정 결과는 <표 3>와 같다. 우선 $\rho=0$의 가설 검정은 통계적 유의수준에서 기각되어, 두 산출물 생산 결정식은 독립적이지 않다는 것을 알 수 있다. 즉, 1단계 추정모형으로 이변량 프라빗 모형을 이용한 것이 적절했음을 보여준다.

경영주 연령변수의 영향은 쌀과 쌀 이외 작목 생산 결정에 반대 방향으로 나타났다. 즉, 연령이 높을수록 쌀 이외 작목 선택 확률이 낮아지는 반면, 쌀 선택 확률에서는 연령효과가 반대로 나타났다. 경지면적이 넓을수록 쌀 단일작목을 생산할 확률이 높은 것으로 나타나, 쌀 전업농에서 규모의 경제성이 나타날 가능성이 높음을 알 수 있다. 강원도를 제외한 모든 지역은 경기도에 비해 쌀 단일작목을 생산할 확률이 높은 것으로 나타났다. 2008년에 비해 다른 연도에서 쌀만 생산할 확률은 감소하였다.

---

14 이중표본선택모형과 확률경계생산함수 모형을 연결한 것은 본 논문의 방법론적 차별성이나, 으나, 두 모형 메커니즘이 하나의 MLE로 완전 통합된 형태의 추정이 아니고 2단계 추정법이라는 점이 한계이다. 이 두 모형을 결합하는 MLE 개발은 향후 연구과제가 될 것이다.

표 3. 산출물 생산 결정 여부에 대한 이변량 프라빗 모형 추정 결과

| 변수 | 쌀 생산 | | 쌀 이외의 작목 생산 | |
|---|---|---|---|---|
| | 추정치 | z값 | 추정치 | z값 |
| **인적 특성** | | | | |
| 연령 | 0.0089 | 0.55 | -0.3012* | -1.92 |
| 교육연수 | -0.0129** | -2.72 | 0.0448 | 1.47 |
| **농가 특성** | | | | |
| 경지면적 | 0.0001*** | 32.98 | 0.00001*** | 3.10 |
| **지역 더미** | | | | |
| 강원 | -0.2979*** | -5.21 | 0.0608 | 0.21 |
| 충북 | 0.1442* | 2.44 | 0.2627 | 0.66 |
| 충남 | 0.5196*** | 8.89 | -0.1137 | -0.42 |
| 전북 | 0.3576*** | 5.99 | 0.3453 | 0.84 |
| 전남 | 0.4758*** | 8.05 | -0.3168 | -1.24 |
| 경북 | 0.2475*** | 4.34 | 4.1990 | 0.00 |
| 경남 | 0.4021*** | 7.04 | 4.2993 | 0.00 |
| **연도 더미** | | | | |
| 2009년 | -0.1315** | -2.64 | 0.1123 | 0.46 |
| 2010년 | -0.1813*** | -3.66 | 0.0035 | 0.02 |
| 2011년 | -0.1665*** | -3.38 | 0.3621 | 1.20 |
| 2012년 | -0.3333*** | -6.80 | 0.5911 | 1.52 |
| 상수항 | -1.1199* | -2.20 | 8.3896* | 1.95 |
| $\rho$ | -0.1978* | | | |
| Log likelihood | -4464.5 | | | |

주: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001
추정을 위해 제외된 지역더미변수는 '경기도', 연도더미변수는 '2008년'임.

제2단계 추정에서는 복합영농 농가를 대상으로 식 (18)의 다산출물 투입물거리함수와 생산 비효율성을 설명하는 모형을 함께 추정하였다. 다산출물 투입물거리함수에는 투입물과 산출물 변수 이외에 이중표본선택오차를 제거하기 위해 제1단계에서 도출된 $\lambda_1, \lambda_2$ 을 설명변수에 포함시켜 추정하였다.

다산출물 투입물거리함수와 허핀달 지수를 포함한 생산 비효율성 모형을 함께 추정한 결과, 이중표본선택 변수인 $\lambda_1, \lambda_2$ 의 추정치가 통계적으로 유의하게 나타나, 본 논문의 2단계 추정법의 신뢰성이 확보되었다. 즉, 두 가지 산출물 생산 여부를 결정하는 구조와 다산출물 생산기술을 추정하는 메커니즘을 분리한 모형이 적절함을 의미한다.

다산출 투입물거리함수 추정결과, Wald 검증이 통계적으로 유의하게 나타났으며, 추정 변수들의 80%이상이 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 모형의 유의성은 매우 높게 나타났다.

다각화의 경제성 지표값은 0.0455로, 쌀 이외 작목의 1% 생산 증가가 쌀 생산을 0.05% 정도를 증가시켜, 쌀 이외 작목과 쌀 생산 간의 보완성이 존재함을 알 수 있다.

즉, 효율적으로 생산하는 복합영농은 다각화의 경제성이 어느 정도 있다는 것을 나타낸다. 즉, 여러 작목을 생산하는 복합영농은 자원 이용의 상보성(complementarity)을 이용하여 단일 품목 생산보다는 생산비용을 절감할 수 있는 범위의 경제성(economies of scope)이 발생함을 알 수 있다.

**표 4. 다산출물 투입물거리함수 추정 결과**

| 변수 | 추정치 | z값 |
|---|---|---|
| ln(y1) | -0.2356*** | -11.68 |
| ln(y2) | -0.2638*** | -10.65 |
| ln(x2/x1) | 0.1906*** | 3.33 |
| ln(x3/x1) | 0.0286 | 0.73 |
| ln(x4/x1) | 0.4792*** | 8.60 |
| t | -0.2209*** | -9.30 |
| ln(y1)ln(y1) | -0.0518*** | -37.08 |
| **ln(y1)ln(y2)** | **0.0455*** ** | 22.26 |
| ln(y2)ln(y2) | -0.0476*** | -19.10 |
| ln(y1)t | 0.0107*** | 5.71 |
| ln(y2)t | 0.0057** | 3.13 |
| ln(x2/x1)ln(x2/x1) | 0.0971*** | 6.07 |
| ln(x2/x1)ln(x3/x1) | -0.0286*** | -3.47 |
| ln(x2/x1)ln(x4/x1) | -0.0168 | -1.37 |
| ln(x2/x1)t | 0.0188*** | 4.28 |
| ln(x3/x1)ln(x3/x1) | 0.0254** | 3.21 |
| ln(x3/x1)ln(x4/x1) | 0.0063 | 0.76 |
| ln(x3/x1)t | -0.0105*** | -3.37 |
| ln(x4/x1)ln(x4/x1) | 0.0338* | 2.11 |
| ln(x4/x1)t | 0.0008 | 0.18 |
| ln(y1)ln(x2/x1) | 0.0209*** | 4.76 |
| ln(y1)ln(x3/x1) | -0.0144*** | -4.50 |
| ln(y1)ln(x4/x1) | -0.0049 | -1.18 |
| ln(y2)ln(x2/x1) | 0.0014 | 0.29 |
| ln(y2)ln(x3/x1) | 0.0110*** | 3.31 |
| ln(y2)ln(x4/x1) | -0.0277*** | -5.65 |
| tt | 0.0320*** | 8.59 |
| $\lambda_1$ | **0.9767*** ** | 45.95 |
| $\lambda_2$ | **-1.1768*** ** | -4.74 |
| 상수항 | -3.7597*** | -21.56 |
| Wald chi2(29) | 49,146*** | |
| Log likelihood | -322 | |

주: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

다산출 투입물거리함수와 함께 추정된 생산 비효율성 결정 모형의 추정 결과를 살펴보면, 우선 모형 적합성 검증(Wald 검증)은 통계적으로 유의하게 나타났다. 추정식에서

종속변수는 생산 비효율성을 나타내므로, 설명변수의 추정치가 음(-)일 때 해당 변수값이 커질수록 생산효율성이 높아지는 것으로 해석할 수 있다.

영농다각화 정도를 나타내는 지수에 따라 두 모형을 추정한 결과는 <표 5~6>과 같다. 즉, Herfindahl 지수를 포함한 모형과 Ogive 지수를 포함한 모형이다.

두 모형 모두 영농다각화 정도를 나타내는 지수(Herfindahl 지수와 Ogive 지수) 추정치는 통계적으로 유의하게 나타나, 복합영농 농가에서 생산하는 작목의 수가 생산효율성에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 분석 결과는 영농다각화 정도가 높을수록 생산효율성은 낮아지는 것으로 나타났다. 즉, 생산하는 작목의 수가 많을수록 복합영농 농가의 생산효율성은 낮아진다는 것을 확인할 수 있다. 따라서 복합영농 농가의 생산효율성을 향상시키기 위해서는 적정 수의 작목 선택이 필요할 것이다.

다각화 정도 이외에 생산효율성에 영향을 미치는 다른 요인들의 분석 결과를 살펴보면, 경영주 연령이 많을수록 복합영농의 생산효율성이 높아지는 것으로 나타난 반면, 교육년수가 많을수록 생산효율성은 낮아지는 것으로 나타났다. 이런 결과는 복합영농 농가 대부분이 고령 영세농가여서 나타나는 현상으로, 복합영농은 영농경력이 상대적으로 많은 고령 영세농업인이 생산 효율성을 높일 수 있는 생산 형태임을 시사한다.

가족노동시간 비중과 자가소유면적 비중이 높을수록 생산효율성이 높은 것으로 나타나, 복합영농에서 자가 소유 투입요소에 대한 의존도가 높을수록 생산효율성이 향상됨을 알 수 있다. 농가소득에서 농외소득이 차지하는 비중 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타나, 농외소득활동 정도는 복합영농 농가의 생산효율성에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 농가자산 대비 농가부채 비율이 높을수록 복합영농의 생산효율성은 낮은 것으로 나타나, 농가경영이 안정될수록 생산효율성도 높아진다는 것을 알 수 있다.

**표 5. 복합영농의 생산 비효율성에 영향을 미치는 요인 분석 결과: Herfindahl 지수 포함**

| 변수 | 추정치 | z값 |
|---|---|---|
| 경영주 연령 | -0.0787*** | -16.71 |
| 경영주 교육년수 | 0.0748*** | 6.45 |
| 가족노동시간 비중 | -1.9290*** | -9.07 |
| 자가소유면적 비중 | -0.6059*** | -5.48 |
| 농외소득 비중 | 0.0013 | 0.49 |
| 부채비중 | 0.7143*** | 3.71 |
| Herfindahl 지수 | 0.4441* | 2.23 |
| 상수항 | 3.1262*** | 8.82 |

주: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

표 6. 복합영농의 생산 비효율성에 영향을 미치는 요인 분석 결과: Ogive 지수 포함

| 변수 | 추정치 | z값 |
|---|---|---|
| 경영주 연령 | -0.0777*** | -16.66 |
| 경영주 교육년수 | 0.0744*** | 6.46 |
| 가족노동시간 비중 | -1.8984*** | -9.01 |
| 자가소유면적 비중 | -0.5968*** | -5.44 |
| 농외소득 비중 | 0.0012 | 0.47 |
| 부채비중 | 0.7074*** | 3.68 |
| Ogive 지수 | 0.3290* | 2.44 |
| 상수항 | 3.484*** | 3.35 |

주: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

## 6. 요약 및 결론

2008년~2012년 동안의 농가 단위 패널자료(panel data)를 이용하여, 두 산출물(쌀과 쌀 이외 작목)을 생산하는 복합영농의 다각화의 경제성을 계측하고, 영농다각화 정도가 생산효율성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석모형으로 다산출물 투입물거리함수를 설정하였으며, 추정 방법으로는 복합영농 농가를 대상으로 표본을 한정하는 경우 발생할 수 있는 표본선택오차(sample selection bias)를 해결하는 2단계 추정법을 이용하였다. 이러한 추정 방법은 관련 선행연구에서 시도된 적이 없어, 본 논문은 분석모형에서 관련 선행연구와 차별성이 있다. 또한 과거에 논의되었던 복합영농이 위험관리 측면에서 영농다각화를 통한 생산 및 가격 위험 분산에 초점을 맞추었다면, 본 연구는 생산경제 측면에서 최근 우리나라 쌀 복합농에서 범위의 경제성이 존재하고, 품목 수에 따라 복합농의 생산효율성이 변할 수 있다는 것을 제시하였다는 점에서 연구내용 측면에 있어 차별성이 있다.

분석기간 동안 생산경계선에 위치한 복합영농 농가들은 다각화의 경제성을 나타내고 있었다. 즉, 기술적으로 효율적인 복합영농에서 범위의 경제성(economies of scope)이 발생하였다. 반면, 생산하는 작목 수가 많을수록 복합영농 농가의 생산효율성은 낮아지는 것으로 나타났다.

본 연구의 분석 결과로부터 효율적인 복합영농체계에서 범위의 경제성 존재를 확인할 수 있었으며, 또한 고령 복합영농의 생산효율성이 높은 것으로 나타나, 복합영농 생산 형태는 한국 고령 영세농가의 농업소득을 높이는 방안이 될 수 있음을 나타낸다. 그러나 복합영농에서도 생산하는 작목 수가 많을수록 생산효율성은 낮아지는 것으로 나타나, 효율적으로 생산 가능한 적정 작목 수 선택이 중요할 것이다.

따라서 향후 연구과제로서 영농규모, 경영주 연령, 지역 등의 농가유형별 효율적인 복합영농의 적정 작목 수와 최적 작목구성에 관한 분석을 통해 농가유형별 맞춤형 복합영농체계 모델을 제시하는 것이 필요할 것이다. 특히, 우리나라 실정에 맞는 맞춤형 복합영농체계 구축은 중소농가의 생산효율성 증대를 통한 소득향상에 기여할 것이다.

본 연구는 표본 대표성이 있는 농가 단위 패널자료를 이용하여 복합영농 생산기술 구조를 분석하는 것을 주목적으로 하여, 정책적 시사점을 제시하는 데 한계가 있다. 그러나 복합영농 생산체계의 이점과 한계점을 제시하였다는 점에서 우리나라 농업의 생산성 증대 방안을 제시하는 데 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

## 참고 문헌

강혜정. 2005. “농가특징이 농업생산 다각화에 미치는 영향: 농가단위의 패널자료 분석.”「농업경영정책연구」제32권 제3호: 495-507.

권오상. 1997. “한국 미작농가의 생산기술 분석: 비모수적 방법을 이용한 효율성 분석을 중심으로.”「경제학연구」제45집 제4호: 251-270.

권오상, 홍종호. 2006. “수도산업의 규모탄력성 및 기술효율성 분석.”「산업조직연구」제14집 제3호: 63-86.

권태진. 1985. “미곡생산의 규모경제성과 대체탄력성 계측.”「농촌경제」제8집: 123-136.

김건수, 유병서. 1986. “농업경영규모별 생산기술 분석.”「농업경제연구」제27권: 163-179.

김정호, 위용석. 1997. “쌀 농업의 효율성과 관련요인 분석.”「농촌경제」제20집: 19-28.

이정환 등. 2006.「쌀 산업을 지배하는 원리」. GSnJ Report. GS&J 인스티튜트.

전찬익. 1994. “미곡생산의 규모경제성 계측: 전북 김제지역을 중심으로.” 「농협조사월보」: 1-12.

정홍우. 1993. “수도작 구조개선정책에 관한 연구: 대규모 전업농가와 생산조직체를 중심으로.” 「농업경제연구」 제34권: 85-107.

Chaplin, H., S. Davidova, and M. Gorton. 2004. “Agricultural adjustment and the diversification of farm households and coporate farms in Central Europe.” *Journal of Rural Studies 20*: 61-77.

Coelli, T. and E. Fleming. 2004. “Diversification economies and specialisation efficiencies in a mixed food and coffee smallholder farming system in Papua New Guinea.” *Agricultural Economics* 31: 229-239.

Fleming, E. and J. B. Hardaker. 1994. Strategies for Melanesian agriculture for 2010: Tough Choices. National Centre for Development Studies, Canberra.

Gollpo, F.M. & J. L. Monahan. 1991. “A generalized index of diversification: trend in U.S. manufacturing.” *The Review of Economics and Statistics* 73: 318-330.

Hackbart, M.M. & D.A. Anderson. 1978. “On measuring economic diversification: Reply.” *Land Economics* 54: 111-112.

Jovanovic, B. 1993. “The diversification of production.” *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics* 1: 197-235.

Kang, H.Y. 2007. “Productivity growth in Korean agriculture, 1998-2002: Analysis of multi-output production technology with correction for sample selection bias.” *The Korean Economic Review* 23(2): 433-457.

Khanna, M. 2001. “sequential adoption of site-specific technologies and its implications for Nitrogen productivity: A double selectivity model.” *American Journal of Agricultural Economics* 83(1): 35-51.

Kwon Oh-Sang and Lee Hyunok. 2004. “Productivity Improvement in Korean Rice Farming: Parametric and Nonparametric Analysis.” *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 48(2): 323-346.

원고 접수일: 2013년 10월 11일
원고 심사일: 2013년 10월 14일
심사 완료일: 2013년 12월 20일