

영농 규모별 총요소생산성 추이 분석

허용준* 유춘권** 한두봉***

Keywords

총요소생산성(total factor productivity), 한국농업(Korean agriculture), 확률 프론티어 생산함수(stochastic frontier production function)

ABSTRACT

This study measures agricultural total factor productivity (TFP) in Korea and its components such as technological and technical efficiency change by estimating a normal production function and a stochastic frontier production function. Panel data of farm size and type was used to estimate the production functions for the period of 2003~2011. As regards to the TFP analysis by farm size, the annual average growth rates of potential TFP and actual TFP have increased 1.34% and 1.16% respectively, while the growth rate after the 2000s has slowed down. Especially in the case of the farm size of more than 7 ha, the annual average growth rate of TFP is the highest. The TFP analysis by farm type shows that average annual growth rates of TFPS in the relatively highly capital-intensive farm types, such as for livestock, special crops, fruits, and flowers, are much higher than that of paddy rice, a land-intensive farm.

차례

1. 서론
2. 분석 모형
3. 분석 결과
4. 고찰 및 결론

이 논문은 2011년도 정부재원(교육과학기술부 사회과학연구지원사업비)으로 한국연구재단의 지원(NRF-2011-330-B00074)과 고려대학교 특별연구비 지원에 의해 연구되었음.

* 농협중앙회 전북지역본부 연합마케팅추진단 팀장

** 농협경제연구소 유통연구실장

*** 교신저자, 고려대학교 식품자원경제학과 교수

1. 서론

우리나라는 우루과이라운드(UR) 농업협상 타결이 임박했던 1990년대 초부터 농축산물 시장개방에 대응하여 농업구조정책¹을 시행해오고 있다. 본격적인 농업구조정책은 1992년부터 농업부문의 사회간접자본(SOC) 구축에 중점을 두고 ‘농어촌구조개선대책’을 수립하고 추진하면서 시작되었다. 이를 위해 1992년부터 2002년 기간 중 총 82조 원(지방비 10조 원, 자부담 10조 원 포함) 규모의 투융자 사업이 시행되었다. 2001년 11월 도하개발아젠다(DDA) 협상이 시작됨에 따라 농산물 시장 개방 확대에 대비하여 정부는 ‘농업·농촌종합대책’을 발표하고 2004년부터 2013년까지 10년간 119조 원의 농업·농촌 투융자계획을 시행하였다. 119조 원 투융자계획은 생산기반 등 농업인프라 투자를 축소하는 대신, 소득 및 경영안정, 농촌복지 및 지역개발에 대한 지원을 확대하였다.

1990년 이후 농업구조정책과 투융자사업의 결과, 우루과이라운드 농업협상 이전에 비해 생산기반의 정비, 농작업 기계화 등 농업생산 인프라가 크게 확충되는 등 큰 성과를 거두었다. 특히 1992년부터 2002년까지 농업 생산기반 확충을 위한 농어촌구조개선 사업이 시행된 시기에는 농업생산성이 크게 향상된 것으로 여러 연구를 통해 알려져 있다. 그러나 2003년 이후 농촌경제 활력증진 등의 사업이 시행된 시기의 우리나라 농업의 총요소생산성(TFP: Total Factor Productivity)의 계측과 변화 추이에 관한 연구는 많이 이루어지지 않았다.

한국농업의 총요소생산성 계측과 변화 추이에 대한 선행연구는 다음과 같다(표 1 참조). 반성환(1980)은 산출을 농업총생산, 농업총산출, 농업조부가가치의 세 가지 개념으로 계측하였고, 투입요소로는 토지, 노동, 운전자본과 고정자본 등에 관한 시계열자료에 가중치를 부여하여 총투입물지수를 작성하였다. 산출 및 투입지수를 이용하여 총생산성(total productivity) 및 부분생산성(partial productivity)을 추정하였다. 그 결과 1945~1978년 30여 년간 총산출 성장이 3.91%, 총투입 성장은 1.87%로 나타나 총생산성은 매년 2.0%씩 늘었다. 한편 부분생산성은 동기간 노동생산성이 3.94%, 토지생산성은 3.44%의 연평균 성장률을 보였다.

조찬형(1994)은 초월대수생산함수를 이용하여 1970~1992년까지 총요소생산성을 추

1 농업구조정책이란 농업경영구조를 개선함으로써 농업생산성을 높이려는 정책을 말한다(박석두·김정호·김창호, 2011).

정한 결과, 연평균 3.0% 증가하였다. 1970년대의 경우 산출성장은 주로 기술진보로 설명되는 총요소생산성의 증가에 의한 것인 반면, 1980년대에 있어서는 투입요소의 양적인 증가에 의해 산출이 증가하였다고 분석하였다. 또한 총요소생산성 증가율은 시간의 경과에 따라 지속적으로 낮아지고 있다고 분석하였다. 한편 경지규모별 총요소생산성은 0.5~1.0ha 농가의 경우 감소추세에 있는 반면, 2.0ha 이상 농가는 꾸준한 증가 경향을 나타내 규모의 경제가 발생함을 보였다.

황수철(1998)은 1955~1996년간의 한국농업의 총요소생산성을 토티크비스트(Törnqvist)지수 방식에 의해 추계하였다. 총요소생산성 계측 결과, 1955~1996년의 전 기간 산출성장은 연평균 3.7%, 투입성장은 1.5%로 나타나 한국농업의 총요소생산성은 지난 40여 년간 매년 2.2%씩 상승한 것으로 나타났다.

권오상·김용택(2000)은 한국농업의 투입-산출관계를 지수화하고 1971~1998년간 생산성 변화를 계측하였다. 분석결과, 총산출은 연평균 2.6% 증가였음에 반해 총투입은 약 0.4% 가까이 증가하는 데 그쳐, 연평균 약 2.26%의 총요소생산성 증가가 발생하였다. 총요소생산성 증가율을 기간별로 보면 1970년대(1971~80년)는 1.8%, 1980년대(1980~1988년)는 4.4%로 높았다. 그러나 1998~1992년 기간은 농가인구 감소 등으로 인해 총투입 자체가 감소하고, 총산출도 감소하여 연평균 0.3%의 낮은 증가율을 보였다. 1993년 이후는 농어촌구조개선사업이 시행되면서 자본투입의 증대에 따라 총투입 감소율이 하락하고, 총산출은 다시 증가하여 연평균 1.6%의 생산성 증대가 나타났다.

김찬수(2003)는 트랜스로그(Translog) 비용함수를 추정하고 1973~2000년의 자료를 이용하여 총요소생산성 등을 분석하였다. 산출로는 농업조수입액을, 생산요소로는 임차지, 자작지, 농업노동, 농기계, 기계요소를 이용하였다. 그 결과 0.5~1.0ha 경지규모에서는 매년 5.8%씩 총요소생산성이 향상된 반면, 1.0~1.5ha 경지규모에서는 5.2%, 1.5~2.0ha에서는 5.2%, 2ha 이상에서는 3.1%로 규모가 클수록 총요소생산성 증가율이 감소하여 농업에 대한 경쟁력이 점차 악화되고 있다고 분석하였다.

박춘성·이광훈(2012)은 1970~2010년까지의 시계열 자료를 토대로 성장회계(growth accounting) 방법을 적용하여 한국농업의 성장을 토지, 노동 및 자본 등의 생산요소 투입 증가로 인한 부분과 총요소생산성의 증가로 인한 부분으로 분해하여 요인별 성장 기여분과 상대적 기여율 그리고 기간별 분석을 수행하였다. 분석결과, 지난 40년간 한국농업은 연평균 2.24% 성장하였고, 이 중 노동과 토지는 각각 -1.41%p, -0.36%p를 기여한 것으로 나타났다. 반면에 자본스톡의 증가는 농업 성장에 2.13%p를 기여한 것으로 나타났다. 따라서 전체적인 요소투입의 증가는 농업 성장 2.24% 중 0.36%p의 기여를 한 것으로 나타났다. 한편 총요소생산성은 연평균 1.88%p를 농업 성장에 기여한 것

으로 나타나, 지난 40년 동안 한국농업의 성장을 이끌어 왔던 주된 성장요인은 요소 투입의 증가보다는 총요소생산성의 증가임을 보였다.

Yoo, Gopinath, and Kim(2012)은 농업생산함수와 확률프론티어 생산함수를 추정하여 1970~2009년 기간 총요소생산성을 계측하고, 우루과이라운드 농업협상 전후 총요소생산성을 비교·분석하였다. 자료는 산출로서 농업부가가치, 투입요소로서 자본, 노동 및 물재비 등의 시계열 자료를 이용하였다. 그 결과 1970~2009년 총요소생산성은 매년 1.45%씩 상승한 것으로 나타났다. 또한 우루과이라운드 농업협상 전후의 총요소생산성을 비교한 결과, 1994년 이후(1995~2009)의 총요소생산성 탄력성이 1994년 이전(1980~1994)보다 큰 것으로 나타나, 농축산물 무역개방 효과가 UR 이후 정부의 농업 투입자 확대 실시 등으로 생산성 향상에 더 기여하였다고 분석하였다. 그리고 개방 후의 한국농업 생산성 향상이 실질가격의 하락으로 인해 농업소득으로 이어지지 않고 소비자 잉여에 기여해 왔다고 하였다.

표 1. 한국농업 총요소생산성 계측 선행연구

분석기간	연구자	분석방법	연평균 성장률 단위: %
1945 ~ 1978	반성환(1980)	총투입물지수	2.0
1970 ~ 1992	조찬형(1994)	초월대수지수	3.0
1955 ~ 1996	황수철(1998)	퇴론크비스트지수	2.2
1971 ~ 1998	권오상·김용택(2000)	투입-산출관계지수	2.26
1973 ~ 2000	김찬수(2003)	트랜스로그 비용함수	3.1
1970 ~ 2010	박춘성·이광훈(2012)	성장회계	2.24
1970 ~ 2009	Yoo, Gopinath, and Kim(2012)	확률프론티어 생산함수	1.45

본 연구는 1차 동차 Cobb-Douglas 생산함수를 이용하여 농업생산함수를 추정하고, 영농 규모와 형태별로 각각 관찰할 수 없는 고유특성을 고려할 수 있는 패널모형의 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하였다. 또한 투입요소의 이용이 최적화된 일반생산함수의 가정이 없는 실제(actual) 확률프론티어 생산함수도 추정하여 2003~2011년 기간 동안 영농 규모와 형태별 실제 총요소생산성 및 기술효율성을 계측하였다. 이를 통해 2003년 이후 농업구조정책의 중점투자 방향이 전환된 시기의 총요소생산성을 직접 계측하여 각 시대별 생산성의 변화를 분석하고자 한다.² 특히 총요소생산성을 영농

2 분석자료는 2003~2011년 농가경제통계에 수록된 영농 규모 및 형태별 농가호당 평균자료를

규모와 형태별로 계측하여 한국농업의 영농규모화 효과를 살펴보고, 영농형태 간 중요소생산성의 격차를 직접 비교한다. 이와 함께 선행연구 검토를 통해 2000년대 이전 한국농업의 중요소생산성의 추이를 살펴보고, 그간 시행되어 온 농업구조정책의 효과 해석 및 시사점을 도출하고자 한다.

2. 분석 모형

2.1. 패널모형의 설정

본 연구의 분석에 활용할 자료는 2003년부터 2011년까지 시계열자료(time series data)와 영농 규모와 형태별 횡단면 자료(cross-sectional data)가 결합된 패널자료(panel data)이다. 시계열 횡단면 자료의 분석에 패널모형(panel model)이 이용되었다. 그 이유는 첫째, 횡단면이나 시계열 자료에 비해 표본의 크기가 커지기 때문에 추정의 효율성이 커진다. 둘째, 시계열 자료에 횡단면 자료가 추가됨으로써 변수들 간의 변동성이 커지기 때문에 다중공선성이 감소한다. 셋째, 패널분석이 횡단면이나 시계열 자체의 개별 분석으로는 포착해 낼 수 없는 효과들을 추정해 낼 수 있다(Hsiao, 2003). 패널모형을 일반적인 선형모형으로 표현하면 아래 식(1)과 같다(Ashenfelter et al. 2002).

$$(1) \quad Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \epsilon_{it}$$

$$\epsilon_{it} = u_i + \lambda_t + v_{it}, \quad (i=1,2,\dots,N, t=1,2,\dots,T)$$

u_i : 관찰되지 않는 개별 효과(unobservable individual effect)
 λ_t : 관찰되지 않는 시간 효과(unobservable time effect)
 v_{it} : 확률적 교란항(remainder stochastic disturbance term)

패널자료를 분석하는 방법은 식(1)의 오차항(ϵ_{it})의 형태에 따라 고정효과모형(fixed

이용하였다. 영농규모는 0.5ha 미만, 0.5~1ha 미만, 1~1.5ha 미만, 1.5~2ha 미만, 2~3ha 미만, 3~5ha 미만, 5~7ha 미만, 7~10ha 미만, 10ha 이상으로 구분하였고, 영농형태는 논벼, 과수, 채소, 특용작물, 화훼, 일반밭작물, 축산, 기타로 구분하였다. 산출변수로는 농업부가가치(천 원/호)를, 투입변수로는 농업고정자본(천 원/호), 농업노동투입량(시간/호), 농지면적(m²/호)을 선정하였다.

effect model)과 랜덤효과모형(random effect model)으로 구분된다. 두 모형은 시간불변의 개별특성효과가 독립변수들과 관련이 되어 있는가에 따라 관련이 있게 되면 고정효과모형을, 관련이 없을 경우 랜덤효과모형을 선택하게 된다(Johnston 1997). 고정효과모형의 가장 큰 장점은 개인마다 개별특성효과를 구분하여 계수를 추정한다는 데에 있다. 하지만 개별특성효과를 반영하는 더미변수를 생성하는 과정에서 너무 많은 자유도를 소모하게 되어 결과적으로 독립변수들에 대한 계수 값 추정이 상대적으로 정확성을 잃게 된다는 단점이 있다. 랜덤효과모형은 고정효과모형의 단점인 추정된 계수 값의 정확성이 떨어지는 단점은 극복하지만 개별특성효과가 독립변수와 전혀 관계를 가지면 안 되는 다소 엄격한 가정이 따르기 때문에 실제 분석에서 이를 충족시키기는 어렵다(Ashenfelter et al. 2002).

본 연구는 식(1)에서 i 는 각각의 영농 규모 및 형태를 가리키고, t 는 2003년부터 2011년까지의 시간을 나타낸다. 그리고 α 는 절편이고, β 는 독립변수의 추정계수이며, ϵ_{it} 는 오차항이다. 이때 식(1)은 각각의 영농 규모 및 형태 i 에 대해 동일한 절편 α 를 갖는 것으로 가정하고 있다. 패널자료에 대한 이러한 가정은 이질적인 영농 규모 및 형태에 대한 변수들 간의 관계를 왜곡할 가능성이 존재한다. 따라서 각각의 영농 규모 및 형태 고유의 특성을 고려할 수 있는 방법은 개별 i 의 절편이 변하는 것을 허용하고, 영농 규모별·형태별로 더미변수를 추정모형에 도입하는 것이다.

$$(2) \quad Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \epsilon_{it}$$

식(2)에서 α_i 는 각각의 영농 규모 및 형태에 대한 가변수로서 개별 고유특성으로 인해 각각의 절편이 다르다는 것을 가정하고 있다. 이러한 이유로 이러한 모형을 고정효과모형 또는 최소제곱 가변수(LSDV: Least Squares Dummy Variable) 모형이라고 한다. 본 연구에서는 각각의 영농 규모 및 형태별 고유특성을 고려할 수 있는 고정효과모형을 이용하였다.

2.2. 콤팩트글러스 생산함수의 추정

총요소생산성은 산출물에 투입된 생산요소를 총체적으로 고려한 총투입요소 단위당 산출물로 정의할 수 있다. 한편, 총요소생산성은 생산요소의 투입 증가로 설명할 수 없는 다른 요인들에 의해 결정되기 때문에 설명되지 않는 잔차(unexplained residual) 또

는 지식의 진보(advances in knowledge) 등으로 간주되곤 한다. 이를 일반적인 생산함수로 나타내면 다음의 식(3)과 같다.

$$(3) \quad Q = A \cdot f(L, K)$$

식(3)에서 Q 는 생산량, L 은 노동투입량, K 는 자본투입량이며, $f(L, K)$ 는 노동투입량과 자본투입량의 결합관계를 나타낸다. A 는 노동과 자본 투입량 이외에 생산량을 증가시키는 요인들을 모두 모아놓은 것으로 총요소생산성이다. 본 연구에서는 2003년에서 2011년까지 각 영농 규모와 형태별 총요소생산성을 계측하기 위해 1차 동차 Cobb-Douglas 생산함수를 이용한다. 농업생산 산출변수로 농업부가가치(Y_{it})를, 투입변수로 자본(K_{it}), 노동(L_{it}) 및 농지(F_{it})를 이용하여 다음의 식(4)를 도출한다.

$$(4) \quad Y_{it} = A_{it} \cdot f_{it}(K_{it}, L_{it}, F_{it})$$

식(4)에서 A_{it} 는 Hicks 중립적 기술진보(Hicks-neutral technology), 즉 총요소생산성 지수이며(Capalbo and Antle, 1988), $f_{it}(K_{it}, L_{it}, F_{it})$ 은 Cobb-Douglas 생산함수이다. 식(4)의 양변을 로그 변환하여 Cobb-Douglas 생산함수를 선형화하면, 다음의 식(5)와 같다.

$$(5) \quad \ln Y_{it} = \alpha_{0it} + \alpha_1 \ln K_{it} + \alpha_2 \ln L_{it} + \alpha_3 \ln F_{it}$$

식(5)에서 $\alpha_{0it}(= \ln A_{it})$ 는 로그 변환된 총요소생산성 지수이다. 식(5)를 Harrigan(1999) 방식³에 따라서 노동(L_{it})으로 농업부가가치(Y_{it})와 자본(K_{it}), 농지(F_{it})를 각각 나누어 정규화하면(normalization), 다음의 식(6)이 도출된다.

$$(6) \quad \ln(Y_{it}/L_{it}) = \alpha_{0it} + \alpha_1 \ln(K_{it}/L_{it}) + \alpha_3 \ln(F_{it}/L_{it}) + \beta \ln L_{it}$$

식(6)에서 $\beta = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 - 1$ 이며, 규모에 따른 보수불변(constant returns to scale)로부터의 편차이다(Harrigan 1999). 만약 β 가 0보다 클 경우는 규모에 따른 보수증가($\beta > 0$: increasing returns to scale), 0보다 작을 경우는 규모에 따른 보수감소($\beta < 0$:

3 Harrigan, J., "Estimation of cross-country differences in industry production functions", *Journal of International Economics* 47, 1999.

decreasing returns to scale), 0일 경우는 규모에 따른 보수불변($\beta = 0$: constant returns to scale)이라 한다. 식(6)을 다시 연도별, 영농 규모 및 형태별 중요소생산성 차이를 특정화하기 위하여 시차변수(time trend)를 모형에 포함하면, 다음의 식(7)이 도출된다.

$$(7) \quad \ln(Y_{it}/L_{it}) = b_0 + b_1 \cdot t + \gamma_1 \ln(K_{it}/L_{it}) + \gamma_2 \ln(F_{it}/L_{it}) + \rho \ln L_{it} + \epsilon_{it}$$

식(7)에서 $b_0 + b_1 \cdot t$ 는 연도별, 영농 규모 및 형태별 차이를 특정화한 로그변환 중요소생산성 지수, 즉 식(5)의 $\alpha_{0it} (= \ln A_{it})$ 이고, ϵ_{it} 는 오차항이다. 따라서 2003년부터 2011년까지 각 영농 규모와 형태별 중요소생산성은 아래의 식(8)에서 $\text{Exp}(\ln A_{it})$ 이다.

$$(8) \quad \ln A_{it} = \ln(Y_{it}/L_{it}) - \gamma_1 \ln(K_{it}/L_{it}) - \gamma_2 \ln(F_{it}/L_{it}) - \rho \ln L_{it}$$

2.3. 확률프론티어 생산함수의 추정⁴

생산의 변화는 기술변화(TC: Technological Change)와 기술효율성 변화(TEC: Technical Efficiency Change)로 이루어진다(Battese and Coelli 1995, Kumbhakar and Lovell 2000, Greene 2005). 일반 농업생산함수에 의한 생산성 분석은 투입요소로 설명이 불가능한 산출 부문의 기술변화를 중요소생산성으로 간주한다. 즉, 기술변화는 생산가능곡선(PPF: Production Possibility Frontier)의 변화이다. 따라서 식(8)에서 계측한 영농 규모와 형태별 중요소생산성은 잠재 중요소생산성(potential TFP)을 의미한다. 기술효율성 변화는 생산가능곡선으로부터 얼마나 떨어져 있는가를 나타내며, 그 차이를 기술비효율성(technical inefficiency)이라 하는데, 기술효율성 변화는 그 차이가 시간에 따라 어떻게 변화하는지를 나타낸다. 따라서 투입요소의 이용이 최적화된 일반 생산함수의 가정이 없는 실제 생산함수를 별도로 추정하여 영농 규모와 형태별 실제 중요소생산성(actual TFP)과 기술효율성의 변화를 계측하는 것은 의미가 있다.

효율성 분석에 널리 쓰이는 방법은 프론티어 함수 형태로 나타나는 효율적인 기술수준과 비교하여 비교대상의 상대적인 기술 수준이 어느 정도에 있는가를 살펴보는 접근법이다. 프론티어 함수를 추정하는 가장 일반적인 방법론은 크게 수리 계획법과 확률프론티어(stochastic frontier) 함수 추정법이다. 수리계획법은 자료포락법(DEA: Data

4 Yoo, Gopinath, and Kim(2012)의 확률프론티어 생산함수 추정 방식을 적용하였다.

Envelopment Analysis)이라는 선형 계획법에 근거한 접근법으로, 생산(산출)과 생산요소 투입자료로부터 비모수적인 방법으로 확정적 생산프로티어를 정하고 기술비효율성을 측정한다. 반면 확률프론티어 함수 추정법은 Farrell(1957)에 의해 발전된 접근법으로 생산경제이론을 토대로 특정한 생산함수 형태를 사용해 수리적 모형을 세우고 이를 계량 경제학적 방법론을 통해 분석하는 것이다.

본 연구에서는 2003~2011년 동안 영농 규모와 형태별 실제 총요소생산성 및 기술효율성을 계측하기 위해 확률프론티어 분석방법을 사용한다(Aigner et al. 1977, Meeusen and van den Broeck 1977). 확률프론티어 분석은 현재의 기술 수준에서 생산요소를 투입했을 때 산출할 수 있는 최대의 생산량을 나타내는 생산함수식을 추정하는 것으로 생산함수에서 최대생산량을 프론티어라고 정의한다. 그리고 추정된 프론티어로부터 실제의 관찰치와의 차이를 구한 후 이를 기술비효율성으로 간주한다.⁵ Farrell은 생산량을 기준으로 하여 기술적 효율성을 아래 식(9)와 같이 단위별 실제 생산량과 최대 생산량 간의 비율로 나타내었다.

$$(9) \quad TE = \frac{Y_{it}}{f(X_{it}, \beta)}$$

식(9)에서 Y_{it} 는 i 번째 영농 규모와 형태의 t 시점에서 실제 생산량을 나타내며, $f(X_{it}, \beta)$ 는 이 영농 규모와 형태별 생산량 즉, 최대생산량을 나타낸다. 실제생산량은 효율적 생산량보다 클 수 없기 때문에 $0 < Y_{it} \leq f(X_{it}, \beta)$ 가 성립하며, 생산에 있어 기술적 효율성은 $0 < TE(X_{it}, Y_{it}) \leq 1$ 의 범위 안에 있어야 한다. X_{it} 는 t 기에 i 의 $(k \times 1)$ 생산요소 벡터이며, β 는 생산요소의 계수로 $(1 \times k)$ 벡터이다. 위 식(9)를 로그 변환하여 선형화하면, 아래와 같은 확률프론티어 생산함수의 기본 회귀 모형이 된다.

$$(10) \quad \ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, \beta) + \epsilon_{it}$$

한편, 식(10)의 오차항(ϵ_{it})에는 확률 오차부분과 실제 기술적 비효율성으로 인해 발생하는 부분이 섞여 있기 때문에 비효율성이 과대 측정되는 오류를 범하게 된다. 이러

5 Farrell(1957)의 정의에 의하면 주어진 산출물을 생산하기 위해 필요한 투입물을 더 이상 감소시킬 수 없는 경우, 주어진 투입물을 이용하여 산출물을 더 이상 증가시킬 수 없는 경우, 또는 위 두 경우 모두를 충족시키는 경우를 ‘기술적으로 효율적’이라고 한다.

한 문제점을 해결하기 위해 Aigner et al.(1997)과 Meeusen & Van-den-Broeck(1977)은 오차항을 아래의 식(11)과 같이 확률오차 부분과 기술적 비효율성 부분으로 분리하였다.

$$(11) \quad \epsilon = v - u$$

식(11)에서 v_{it} 는 확률프론티어 생산함수의 이상치(outlier)가 존재하는 등의 측정오차를 의미하는 확률오차이다. u_{it} 는 현재 보유하고 있는 기술 수준으로 생산이 가능하지만 실제로는 생산하지 못해 생기는 손실의 정도, 즉 기술비효율성이다. 식(11)을 식(10)에 대입하면 다음과 같은 추정방정식이 도출된다.

$$(12) \quad \ln Y_{it} = \ln f(X_{it}, \beta) + v_{it} - u_{it}$$

따라서 식(7)의 일반 농업생산함수 모형을 위와 같은 방식으로 확률프론티어 생산함수 모형으로 변환하면, 다음의 식(13)이 도출된다.

$$(13) \quad \ln(Y_{it}/L_{it}) = c_0 + c_1 \cdot t + \delta_1 \ln(K_{it}/L_{it}) + \delta_2 \ln(F_{it}/L_{it}) + \phi \ln L_{it} + v_{it} - u_{it}$$

식(13)에서 u_{it} 가 기술비효율성이다. 만약 $u_{it}=0$ 이면, 최적화된 일반 농업생산함수와 동일하다. 즉 기술효율성이 1의 값을 갖으며, 이는 곧 생산이 기술변화에 의해서만 변화함을 의미한다. $c_0 + c_1 \cdot t - u_{it}$ 는 연도별, 영농 규모 및 형태별 차이를 특정화한 로그변환한 총요소생산성 지수, 즉 아래의 식(14)에서 계측한 $\ln(W_{it})$ 이다. 따라서 2003년부터 2011년까지 각 영농 규모와 형태별 총요소생산성은 $\text{Exp}(\ln W_{it})$ 이며, 실제 총요소생산성이다.

$$(14) \quad \ln(W_{it}) = \ln(Y_{it}/L_{it}) - \delta_1 \ln(K_{it}/L_{it}) - \delta_2 \ln(F_{it}/L_{it}) - \phi \ln L_{it}$$

3. 분석 결과

3.1. 생산함수 추정 결과

3.1.1. 영농규모별 생산함수 추정 결과

영농규모 간 고유특성 효과의 존재유무를 알아보기 위한 검정결과, 영농규모 간 고유특성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못했다. 이처럼 그룹효과가 없는 경우 최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)에 의한 전체표본 회귀분석(pooled regression)이 더 효율적으로 알려져 있고, 이에 따라 OLS에 의해 영농규모별 농업생산함수를 추정하였다(Greene, 2002).⁶

영농규모별 농업생산함수 추정결과<표 2>, 자본과 노동의 비율에 대한 $\ln(K/L)$ 의 계수값(coefficient)은 0.2649로 1% 수준에서 유의하였다. 이는 자본에 대한 산출 탄력성으로, 농업고정자본이 1% 증가할 때, 농업부가가치는 0.26% 증가한다는 의미이다. 또한 토지와 노동의 비율에 대한 $\ln(F/L)$ 의 계수값은 0.5474로 1%수준에서 유의하였다. 이는 농지가 1% 증가할 때, 농업부가가치는 0.54% 증가한다는 의미이다. 한편, $\ln L$ 의 계수값이 유의하지 않기 때문에 영농규모별 농업생산은 규모에 대한 보수불변(CRS)이다. 식(6)에서의 $\ln L$ 의 계수값 즉, β 값이 -0.0364로 0보다 작게 나타났고 유의하지 않기 때문이다. 노동에 대한 실제 계수값(α_2)은 0.1513로 계산되었다.⁷ 이는 농업노동시간이 1% 증가할 때 농업부가가치는 0.15% 증가한다는 의미이다.

확률프론티어 생산함수의 추정결과<표 2>, 자본과 노동의 비율에 대한 $\ln(K/L)$ 의 계수값은 0.2978로 1% 수준에서 유의하였고, 토지와 노동의 비율에 대한 $\ln(F/L)$ 의 계수값은 0.5543로 1% 수준에서 유의하였다. 한편, $\ln L$ 의 계수값이 유의하지 않기 때문에 영농규모별 농업생산은 규모에 대한 보수불변(CRS)이다. 노동에 대한 실제 계수값(α_2)은 0.0920로 도출되었다.⁸

6 검정결과, 영농규모 간의 고유특성효과가 없다는 귀무가설($H_0: \alpha_i=0$)을 기각하지 못했다 ($F(8,68)=1.28$). 따라서 고정효과모형과 랜덤효과모형 중 어느 모형이 적합한지에 대한 별도의 검정(Hausman's specification test)은 실시하지 않았다.

7 $\alpha_2(0.1513) = \beta(-0.0364) - \alpha_1(0.2649) - \alpha_3(0.5474) + 1$

8 $\alpha_2(0.0920) = \beta(-0.0559) - \alpha_1(0.2978) - \alpha_3(0.5543) + 1$

표 2. 영농규모별 농업생산함수 추정 결과

변수	콥더글러스 생산함수	확률프론티어 생산함수
$\ln(K/L)$	0.2649 (0.0676)***	0.2978 (0.0648)***
$\ln(F/L)$	0.5474 (0.0608)***	0.5543 (0.0596)***
$\ln L$	-0.0364 (0.0631)	-0.0559 (0.0662)
Constant	0.6444 (0.4383)	0.7793 (0.4321)*
R^2	0.8753	
$F(8, 68)^{\ddagger 1)}$	1.28	
σ_v		0.0816 (0.0208)
σ_u		0.1434 (0.0389)
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$		1.7570 (0.0571)
LR test statistic(χ^2)		2.68*

주1. 영농규모별 고유특성 효과가 없다는 귀무가설을 기각하지 못함.

2. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준이며, ()는 표준오차, σ_v , σ_u 는 오차 항으로, 식(13)에서 각각 v_{it} , u_{it} 의 표준편차임.

확률프론티어 생산함수 추정에 있어서 LR 검정 결과, χ^2 값이 2.68로 10% 수준에서 유의하였다. 이는 기술비효율성이 없다($\sigma_u^2=0$)는 귀무가설(대립가설: $\sigma_u^2>0$)을 10% 유의수준에서 기각하여 영농규모별 농업생산은 기술비효율성이 있다는 것을 나타내고, 가장 효율적인 프론티어에 근접하지 못했다는 의미이다. 기술효율성은 계측결과, 최소 0.6609에서 최대 0.9704의 범위로 평균 0.8958로 추정되었다. 한편, 일반 생산함수와 확률프론티어 생산함수의 투입요소에 대한 계수값 및 유의수준은 차이가 없었다.

3.1.2. 영농형태별 생산함수 추정 결과

영농형태 간 고유특성 효과의 존재유무를 알아보기 위한 검정결과, 영농형태 간 고유특성 효과가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다.⁹ 이는 영농형태 간 고유특성 효과가 존재한다는 의미이다. 이처럼 그룹효과가 있는 경우는 이 효과가 독립변수들과의 상관성이 있는지를 검정하여 고정효과모형 또는 랜덤효과모형 중 어느 모형이 적합한지를 판단해야 한다. 이를 위해 Hausman's specification test를 실시한 결과, 영농형태의 고유특성 효과가 독립변수와 상관성이 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서

9 귀무가설 $H_0: \alpha_i=0$, F 검정결과, $F(7,61)=2.84$ 로서 귀무가설을 기각하였다.

기각($\chi^2(3)=8.78$)하였다. 따라서 랜덤효과모형이 적합하지 않음을 확인하였고 이에 따라 고정효과모형에 의해 영농형태별 농업생산함수를 추정하였다(Greene 2002).

표 3. 영농형태별 농업생산함수 추정 결과

Variable	콤퍼글러스 생산함수	확률프론티어 생산함수
$\ln(K/L)$	-0.1351 (0.1896)	0.2948 (0.0457)***
$\ln(F/L)$	0.3783 (0.2016)*	0.1129 (0.0946)
$\ln L$	-0.3613 (0.1704)**	0.1336 (0.1293)
Constant	4.8467 (1.7671)***	0.6405 (1.1729)
$R^2(\text{within})$	0.2266	
$R^2(\text{between})$	0.0355	
$F(7, 61)^{\ddagger 1)}$	2.84**	
$\chi^2(3)^{\ddagger 2)}$	8.78**	
σ_u^2		0.0000 (0.0001)
σ_v^2		0.0472 (0.0085)

- 주1. 영농형태별 고유특성 효과가 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각함.
- 2. Hausman's specification test를 실시한 결과, 영농형태의 효과가 독립변수와 상관성이 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각함.
- 3. $R^2(\text{within})$ 은 각각의 영농형태별 회귀분석에서의 R^2 를, $R^2(\text{between})$ 은 영농형태 간 회귀분석에서의 R^2 를 나타내고, *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준이며, ()는 표준오차임.

영농형태별 농업생산함수 추정결과는 <표 3>에서 보는 바와 같이 자본과 노동의 비율에 대한 $\ln(K/L)$ 의 계수값은 -0.1351로 유의하지 않았고, 토지와 노동의 비율에 대한 $\ln(F/L)$ 의 계수값은 0.3783로 10% 수준에서 유의하였다. 한편, $\ln L$ 의 계수값(-0.3613)이 5% 수준에서 유의하기 때문에 영농형태별 농업생산은 규모에 대한 보수감소(DRS)이다. 노동에 대한 실제 계수값(α_2)은 0.3955로 도출되었다.¹⁰

확률프론티어 생산함수의 추정결과<표 3>, 자본과 노동의 비율에 대한 $\ln(K/L)$ 의 계수값은 0.2948로 1% 수준에서 유의하였고, 토지와 노동의 비율에 대한 $\ln(F/L)$ 의 계수값은 0.1129로 유의하지 않았다. 한편, $\ln L$ 의 계수값이 유의하지 않기 때문에 영농형태별 농업생산은 규모에 대한 보수불변(CRS)이다. 노동에 대한 실제 계수값(α_2)은 0.7259로 도출되었다.¹¹ 또한 기술효율성의 계측 결과, 최소 0.6062에서 최대 0.9598의 범위로 평균 0.8332로 추정되었다. 따라서 2003년에서 2011년까지 영농형태별 농업생산에 있어

10 $\alpha_2(0.3955) = \beta(-0.3613) - \alpha_1(-0.1351) - \alpha_3(0.3783) + 1$

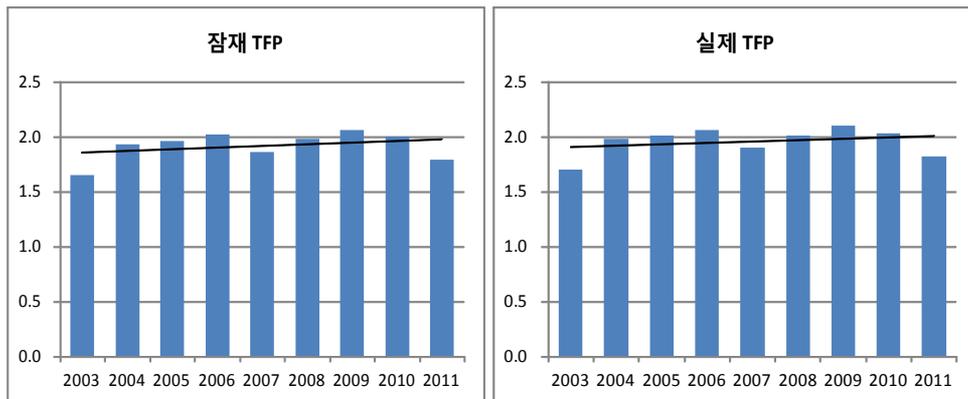
11 $\alpha_2(0.7259) = \beta(0.1336) - \alpha_1(0.2948) - \alpha_3(0.1129) + 1$

서 가장 효율적인 프론티어에 근접하지 못했다는 의미이다. 한편, 일반 생산함수와 확률 프론티어 생산함수의 투입요소에 대한 계수값 및 유의수준은 차이가 컸다. 일반 생산함수는 농지에 대한 계수값이 10%수준에서 유의하면서 가장 영향이 큰 데 반해, 확률프론티어 생산함수는 자본에 대한 계수값이 1% 수준에서 유의하면서 영향이 가장 컸다.

3.2. 중요소생산성 변화 추이

영농규모별 일반 농업생산함수와 확률프론티어 생산함수에서 계측된 중요소생산성은 각각 잠재 중요소생산성과 실제 중요소생산성으로, <그림 1>과 같이 시간이 경과함에 따라 미세하게 증가하였다.

그림 1. 영농규모를 고려한 중요소생산성 추이



잠재 중요소생산성은 2003년 1.6543에서 2011년 1.7960으로 8.57% 증가하였고, 동기간 실제 중요소생산성은 7.06% 증가하였다. 2011년의 중요소생산성이 낮은 이유는 영농자재 가격 상승에 따른 경영비 증가와, 축산부문에서의 2010년 말 구제역 발생에 따른 생산 감소 등 농업부가가치가 평년에 비해 급락하였기 때문으로 보인다.

한편, 2003년에서 2011년까지 잠재 중요소생산성은 매년 1.34%, 실제 중요소생산성은 매년 1.16% 증가하였다. 특히 2007/08년 글로벌 경제위기 상황 이후 한국농업의 연평균 성장률 지체가 더욱 심화되고 있는 것으로 나타났다(그림 2 참조). 이는 2007/08년부터 유류, 비료, 곡물 등 국제원자재 가격의 상승으로 영농자재에 대한 농가구입가격지수가 급등함에 따라¹² 농업부가가치도 크게 하락하였기 때문일 가능성이 있다.

그림 2. 영농규모를 고려한 중요소생산성 성장을 추이



영농규모별로는 10ha 이상에서 잠재 중요소생산성과 실제 중요소생산성의 연평균 성장률이 각각 4.99%, 4.86%로 가장 높았다. 그 다음으로 7~10ha 미만 규모에서 각각 4.10%, 3.77% 증가하였다. 영농규모화의 효과가 규모가 매우 큰 7ha 이상 구간에서 나타났다(표 4 참조).

표 4. 영농규모별 중요소생산성의 연평균 성장률

단위: %

구 분	0.5ha 미만	0.5~1ha	1~1.5ha	1.5~2ha	2~3ha	3~5ha	5~7ha	7~10ha	10ha 이상
잠재 TFP	2.41	3.89	2.26	0.41	0.49	1.92	-3.18	4.11	4.99
실제 TFP	2.38	3.68	2.08	0.38	0.34	1.77	-3.43	3.77	4.86

영농형태별로는 기타를 제외하고 일반밭작물의 잠재 중요소생산성과 실제 중요소생산성의 연평균 성장률이 각각 8.33%, 9.78%로 가장 높았다(표 5 참조). 그 다음으로 축산이 각각 7.11%, 6.54%로 높았으며, 특용작물, 과수, 화훼 등과 함께 시설 중심의 농업에서 중요소생산성이 크게 증가하였다. 그러나 토지 중심의 농업인 논벼는 오히려

12 2003~2011년 동안 영농자재의 농가구입가격지수(2005=100)는 2003년 77.8에서 2007년 97.6, 2008년에는 123.3, 2011년 142.0으로 급등하였다.

잠재 중요소생산성은 -0.11%씩 매년 감소하였고, 실제 중요소생산성은 0.06%씩 매년 미세하게 증가하였다.

표 5. 영농형태별 중요소생산성의 연평균 성장률

단위: %

구 분	논 벼	과 수	채 소	특 용 작 물	화 훼	일 반 발작물	축 산	기 타
잠재 TFP	-0.11	2.41	1.72	1.42	2.08	8.33	7.11	21.00
실제 TFP	0.06	3.22	4.84	6.68	6.38	9.78	6.54	19.49

4. 고찰 및 결론

2003년부터 2011년까지 한국농업의 영농 규모와 형태별 중요소생산성을 분석한 결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 영농규모별 중요소생산성 계측 결과, 영농규모화의 효과는 7ha 이상의 규모가 큰 구간에서 존재하였고, 중요소생산성(잠재 TFP)은 2003~2011년 동안 매년 1.34% 증가하였다. 선행연구들과 비교하여 살펴보면, 1970~1990년 초반까지는 녹색혁명에 의한 산출성장¹³과 이농으로 인한 투입요소의 감소로 인해 중요소생산성의 성장률이 높았고¹⁴, 1990~2000년 초반까지는 농업구조정책에 의한 대규모 농업생산 인프라 확충 투자를 통해 산출성장이 증가해 중요소생산성이 증가한 것으로 보인다.¹⁵ 한편 2003년 이후는 농업생산성 향상보다는 농촌경제 활력증진 등의 사업에 집중 투자한 결과, 중요소생산성이 지체된 것으로 해석된다.¹⁶ 다만, 2004~2013년까지 119조 원 투융자계획은 6ha 수준의 쌀전업농 7만 호 육성, 농지유통화를 위한 농지은행 및 경영이양직불제 도입 등 영농규모화의 진전으로 7ha 이상의 규모가 큰 구간에서 중요소생산성의 성장률이 높게 나타난 것으로 판단된다.

13 황수철(1996) 연구결과 1955~1996년의 전 기간 산출성장이 매년 3.7%씩 증가하였다.

14 조찬형(1994) 연구결과 1970~1992년 기간 중요소생산성의 증가율은 3.0%이었다.

15 김찬수(2003) 연구결과 1973~2000년 기간 중요소생산성의 연평균 증가율이 3.1%이었다.

16 박준성·이광훈(2012)은 1970~2010년까지 중요소생산성을 계측한 결과, 한국농업은 1980년대 상대적으로 높은 성장률을 기록한 이래 지속적으로 성장률이 하락하고 있으며, 특히 2000년대 들어서 성장 지체가 심화되었다.

둘째, 영농형태별 중요소생산성 계측 결과, 축산, 특용작물, 과수, 화훼 등 시설 중심의 농업에서는 중요소생산성의 성장률이 큰 폭으로 증가하였으나, 토지 중심의 농업인 논벼는 중요소생산성의 성장률이 감소 내지 정체되고 있다. 이는 논벼, 과수, 채소, 화훼, 축산 등 영농형태별로 생산구조의 차이가 있기 때문일 것으로 판단된다. 특히 논벼의 경우 중요소생산성의 성장률이 가장 낮은 이유는 2003~2011년 기간 쌀가격이 지속적으로 감소한 데다¹⁷, 동기간 논벼 생산성 향상을 위한 투자보다는 쌀소득보전직불금 등 농가소득안정에 대한 지원이 크게 늘어났기 때문일 가능성이 있다.

셋째, 기술효율성의 계측결과, 영농규모별로는 평균 0.8958, 영농형태별로는 평균 0.8332로 분석되어, 영농 규모와 형태별 모두에서 기술비효율성이 존재하는 것으로 나타났다. 이는 농업생산에 있어서 가장 효율적인 프론티어에 근접하지 못했으며, 요소투입 만큼 산출성장이 늘어나지 않았다는 것을 의미한다¹⁸.

UR 이후 추진된 정부의 농업구조정책은 농업생산성 향상에 기여하여 왔다. 그러나 선행연구와 본 연구의 분석결과를 비교한 결과, 2000년대 중반 이후 농업생산성 성장이 둔화되고 있는 것으로 나타나 향후 농업생산성 향상을 위한 정부의 지원이 필요한 것으로 판단된다. 또한 영농형태별 생산성 향상의 정도가 차이를 보이고 있는 것으로 나타나, 영농형태별로 적합한 정책 추진이 필요한 것으로 보인다. 이와 함께 기술효율성 향상을 위한 정부의 R&D 확대, 농가교육 등도 병행하여 추진해야 할 것으로 판단된다.

본 연구의 한계와 향후 과제를 살펴보면, 분석에 사용된 자료가 9년간의 자료에 불과하여 1970년대 이후 시계열 자료로 분석된 과거 연구결과와 직접적으로 비교하기 어렵다는 한계가 있다. 가용한 장기간의 자료를 확보하여 이에 적합한 모형을 설계하여 분석하고 농업생산성과 농축산물 가격, 농업소득과의 인과관계 등 한국농업의 성장요인 분석이 향후 연구과제이다.

17 정곡 80kg 연평균(11월~익년 10월) 명목 쌀가격은 2003년 160,370원에서 2010년 136,555원으로 감소하였다.

18 반면, Yoo, Gopinath, and Kim(2012)의 연구결과에 의하면 1970~2009년까지의 기술효율성은 평균 0.999로 분석되어 거의 1에 근접하였으며, 이는 1970~2009년까지의 한국농업의 성장이 기술효율성의 변화보다는 기술변화에 의해 이루어졌다고 하였다.

참고 문헌

- 권오상, 김용택. 2000. “한국농업의 생산성 변화 계측: 1971~98.” 「농업경제연구」 제41집 제1권.
- 김찬수. 2003.6. “한국농업생산의 탄력성, 기술변화 및 총요소생산성의 분석.” 경기대학교 대학원 박사학위논문.
- 박춘성, 이광훈. 2012. “한국 농업의 성장회계 분석: 1970-2010년.” 「농촌경제」 35(4): 1-18.
- 반성환. 1980. “농업생산 및 생산성의 성장과 요인(1945~78년).” 「한국농업의 근대화과정」 제2장. pp. 45-98.
- 박석두, 김정호, 김창호. 2011. “농업구조정책의 평가와 방향정립에 관한 연구: 쌀농업을 중심으로.” 연구보고 R657. 한국농촌경제연구원.
- 조찬형. 1994. “한국농업의 총요소생산성 및 규모별 기술격차 추정.” 고려대학교 대학원 석사학위논문.
- 황수철. 1998. “한국농업의 총요소생산성 추계(1955~96년).” 「농업정책연구」 제25권 2호.
- Aigner, D., C. A. Knox Lovell, and P. Schmidt. 1977. “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models.” *Journal of Economics* 6(1): 21-37.
- Ashenfelter, O., Levine B. P., and Zimmerman J. D. 2003. “Statistics and Econometrics: Methods and Applications.” John Wiley&Sons, Inc.
- Battese, G., and T. Coelli. 1995. “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data.” *Empirical Economics* 20: 325-332.
- Capalbo, S. M., and J. M. Antle, eds. 1988. “Agricultural Productivity: Measurement and Explanation.” Washington, DC: Resources for the Future, John Hopkins University Press.
- Farrell, M. J. 1957. “The Measurement of Productive Efficiency.” *Journal of Royal Statistical Society*, 120, pp. 253-281.
- Greene, W. H. 2002. “Econometric Analysis.” 5th edition. Prentice Hall.
- Harrigan, J. 1999. “Estimation of cross-country differences in industry production functions.” *Journal of International Economics* 47.
- Johnston, J., and DiNardo, J. 1997. *Econometric Methods*. Magraw-Hill International Editions.
- Kumbhakar, S. C, and C. A. K. Lovell. 2000. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hsiao, C. 2003. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Meeusen, W. and J. van den Broeck. 1977. “Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error.” *International Economic Review* 18(2): 435-444.
- Yoo, Chun Kwon, Munisamy Gopinath, and Hanho Kim. 2012. “Trade Policy Reform, Productivity Growth and Welfare in South Korean Agriculture.” *Applied Economic Perspectives and Policy* 34(3): 472-488.

원고 접수일: 2012년 12월 24일

원고 심사일: 2013년 1월 14일

심사 완료일: 2013년 4월 8일

부표 1. 영농규모별 산출물과 투입물 기초통계량

단위: 천 원/호, 시간/호, m²/호

구 분	농업부가가치		농업고정자본		농업노동투입량		농지면적	
	평 균	표 준 편 차	평 균	표 준 편 차	평 균	표 준 편 차	평 균	표 준 편 차
0.5ha 미만	4,557	828	13,913	2,807	589	71	2,518	68
0.5~1ha 미만	8,983	1,562	20,837	1,242	887	80	6,390	167
1~1.5ha 미만	13,861	864	27,158	1,473	1,258	110	11,006	208
1.5~2ha 미만	18,032	1,625	31,165	3,528	1,522	150	15,108	453
2~3ha 미만	23,139	2,500	43,490	3,712	1,783	259	20,574	423
3~5ha 미만	29,873	3,270	51,910	5,977	2,049	208	29,079	895
5~7ha 미만	35,478	3,420	65,437	17,827	2,328	128	41,418	1,492
7~10ha 미만	53,005	6,156	94,983	12,028	2,551	365	54,236	4,214
10ha 이상	63,105	8,434	67,318	8,954	3,109	518	88,010	15,437

자료: 통계청 농가경제통계 각 연도(2003-2011년).

주: 농업부가가치는 농가판매가격지수(2005=100)로, 농업고정자본은 농가구입가격지수 총지수(2005=100)로 디플레이트(deflate)함.

부표 2. 영농형태별 산출물과 투입물 기초통계량

단위: 천 원/호, 시간/호, m²/호

구 분	농업부가가치		농업고정자본		농업노동투입량		농지면적	
	평 균	표 준 편 차	평 균	표 준 편 차	평 균	표 준 편 차	평 균	표 준 편 차
논벼	14,584	1,686	20,830	1,969	1,008	121	20,922	1,674
과수	25,831	2,605	55,084	3,093	1,943	190	16,107	1,156
채소	22,008	1,678	26,097	2,839	2,221	340	14,371	1,095
특용작물	34,557	8,706	29,979	4,873	2,781	956	23,282	5,876
화훼	38,141	11,120	46,467	7,824	3,190	1,007	10,021	1,992
일반밭작물	13,938	3,518	16,858	2,751	1,348	369	19,410	4,419
축산	41,388	5,417	151,799	32,135	2,036	345	13,966	896
기타	18,925	10,889	18,612	6,501	1,406	477	14,541	6,381

자료: 통계청 농가경제통계 각 연도(2003~2011년).

주: 농업부가가치는 농가판매가격지수(2005=100)로, 농업고정자본은 농가구입가격지수 총지수 (2005=100)로 디플레이트(deflate)함.