

쌀 농업의 효율성과 관련요인 분석*

김정호** 위용석***

1. 문제의 제기
2. 분석 방법과 자료
3. 프론티어 비용함수의 추정 결과
4. 농가간 효율성 격차의 요인 분석
5. 결론 및 정책함의

1. 문제의 제기

개방화에 따른 쌀 농업의 경쟁력 제고가 국민적인 관심사로 부각되고 있는 가운데 정부는 2004년까지 쌀 생산비를 대폭 절감한다는 의욕적인 목표를 설정하고,¹ 이를 실천하기 위하여 경지정리와 대구획화, 용배수 개선, 전업농 육성과 경영규모 확대, 기계화 촉진, 직파재배 등의 생력화 기술 도입, 양질 다수성의 품종 개발 및 보급 등의 정책사업을 의욕적으로 추진하고 있다.

그러나 이들 사업이 생산 현장에서 생산성 향상 또는 비용 절감에 어떠한 정도의 효과가 발현되고 있는가에 대해서는 계량적인 접근이 부족한 실정이며, 따라서 쌀 생산의 효율성에 영향을 미치는 요인을 정량적으로 규명하는 것은 정책담당자 뿐만 아니라 농업인의 의사결정에도 유익한 정보가 될 것이다. 예를 들어 정책담당자에게는 관련시책이나 사업의 규모나 우선 순위를 판단할 수 있는 근거가 되며, 농업경영자의 의사 결정에 있어서도 효율성 측면에서 생산 방식이나 기술을 수용하기 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

이러한 쌀 농업의 효율성에 영향을 미치는 요인을 계측하기 위한 방법으로 프론티어함수(frontier function)의 개념이 널리 이용된다. 즉, 동일한 생산 조건 하에서 같은 양의 쌀을 생산하면서도 비용 수준에 차이가 있다

* 이 연구는 '95년도 농림수산특정연구사업 "쌀농업의 생력화 및 비용절감을 위한 경영모델과 지역시스템 개발"의 제1차 연도에 수행한 연구결과의 일부이다.

** 연구위원

*** 책임연구원

¹ 지난 연말 농림부는 1992년에 수립한 「쌀 생산비 절감계획」을 조정하여 1994년의 10a 당 생산비 400,502원을 2004년까지 259,926원 수준으로 35.1% 절감한다는 목표를 수립하였다.

면, 그 효율 격차를 상대적인 효율지수(efficiency index)로 계측하고, 이러한 농가간의 효율 격차가 발생하는 요인을 부차적으로 해명하는 방법이다. 여기서 판명되는 비효율성 요인에 대하여 이를 제거하거나 완화하는 것이 쌀 농업의 효율성을 향상시키는 방안이 될 것이다.

이 연구는 쌀 생산의 효율성이라는 관점에서 생산비 절감의 가능성과 관련 요인의 효과를 추정하는데 주된 목적이 있다. 구체적으로 프론티어 비용함수를 이용하여 개별농가의 비효율성을 계측하고, 농가간의 비효율성 격차를 유발하는 요인의 효과를 정량적으로 파악함으로써 쌀 생산비 절감의 가능성과 조건에 대한 정책적인 시사를 얻고자 한다.

2. 분석 방법과 자료

2.1. 분석모형

경제적 효율성의 개념은 Farrell(1957)의 기술적 효율(technical efficiency)의 개념에서 비롯된다. 즉, 기술적 비효율성은 투입요소의 결합에 의해 생산된 산출이 최대생산량보다 적을 때 발생하며, 또한 요소 투입량이 비용 최소화 또는 이윤 극대화화 일치하지 않을 때는 분배의 비효율성(allocative inefficiency)이 나타난다.

따라서 효율이란 다른 생산단위와의 비교에 의한 상대적인 의미로 파악되지만, 이 효율 수준을 어떻게 평가할 것인가에 대해서는 논란이 많다.² 그러나 현실적으로 생산 현장

에는 프론티어 선상에 위치한 고능률의 농가로부터 그 이하의 저능률 농가까지 폭넓게 분포하고 있으며, 또한 경영자의 이윤극대화 행동에 대해서도 의사 결정의 차이에 따른 효율 격차가 지적된다.

이러한 상대적 효율성에 대한 비용 측면의 접근은 프론티어 비용함수로 발전되어 Green(1980), Forsund 외(1980), Bauer(1990) 등에 의하여 기술적 효율성과 분배의 효율성을 비용 관계에 결합시키게 되었다. 또한 최근에는 의사 결정의 오류에 기인하는 비용 증가에 주목하여 확률적 프론티어 비용함수를 이용한 효율성 분석이 주류를 이루고 있다.

이 분석에서도 동차성과 동조성의 제약을 두지 않는 일반적인 형태의 함수인 트랜스로그 비용함수 형태의 합성에러모델(composed error model)에 근거한 확률적 프론티어 비용함수(stochastic frontier translog cost function)를 채택하였다.³

먼저, 트랜스로그 비용함수의 일반적인 형태를 이용하여 확률적 프론티어 비용함수를 다음과 같이 정의한다.

$$(1) \ln C = \alpha_0 + \alpha_q \ln Q + \sum \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \lambda_{qq} (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \sum \sum \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + \sum \gamma_{iq} \ln P_i \ln Q + \varepsilon_i$$

i, j = 1, 2, 3, 4.

단, C : 총비용, Q : 생산량, P_i : 지대,

² 기술적 효율에 대한 생산함수적 접근에 대해서는 金正鎬(1985)를 참고할 수 있다.

³ 이에 대해서는 Aigner, Knox-Lovell and Schmidt (1977); Meeusen and Van den Broeck(1977); Forsund, Knox-Lovell and Schmidt(1980) 등을 참고할 수 있다.

P_2 : 임금, P_3 : 농기계가격, P_4 : 비료가격, 이다.

ϵ_i : 교란항

식 (1)에서 비용함수의 등차성과 대칭성 조건으로부터 다음과 같은 제약 조건을 부과하였다.

$$(2) \quad \begin{aligned} \gamma_{ij} &= \gamma_{ji} \\ \sum_i \alpha_i &= 1 \\ \sum_i \gamma_{i0} &= 0 \\ \sum_i \gamma_{ij} &= \sum_j \gamma_{ij} = 0, \quad ij=1, \dots, 4 \end{aligned}$$

여기서 교란항 ϵ_i 는 다음과 같이 독립된 두 요인으로 구성된다.

$$(3) \quad \epsilon_i = V_i + U_i, \quad ij= 1, \dots, 4$$

즉, V_i 는 불규칙적인 요소(stochastic component)로서 개별농가에서는 조절 불가능한 병충해나 기상재해 등에 의한 비용의 변동을 반영하며, $V \sim N(0, \sigma_v^2)$ 의 독립적이고 동일한 정규분포를 하는 것으로 가정한다. U_i 는 편방요소(one-sided component)로서 확률적 프론티어에 대한 비효율성 수준을 나타내며, 비용이 프론티어와 동일한 선상에 있을 때는 $U_i=0$ 인 반면에, 프론티어 보다 높을 때는 $U_i>0$ 이 된다. 또한 U_i 는 $U_i>0, U_i \sim |N(0, \sigma_u^2)|$ 의 독립적이고 동일한 정규분포를 하는 U의 반정규분포(half-normal distribution)로 가정한다.⁴

따라서 모집단 전체에 대한 기술적 비효율성의 평균값은 다음 (4)식과 같이 나타낼 수 있다. 여기서 F는 표준 정규분포 함수(CDF)

$$(4) \quad E(e^{-U}) = 2e^{-\frac{\sigma_u^2}{2}} [1 - F(\sigma_u)]$$

여기서 개별농가의 비효율성인 e^{-U} 를 측정하기 위해서는 비음(nonnegative) 에러인 U를 추정하여야 하며, 이를 위해서는 교란항 ϵ 을 그 구성요소인 U와 V로 분리할 필요가 있다. Jondrow 등(1982)은 U의 조건부 분포를 이용하여 교란항 ϵ 를 분리하는 방법을 제안하였으며, 교란항 ϵ 에 대한 U의 조건부 평균은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$(5) \quad E(e^{-U} | \epsilon) = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \left[\frac{f(\epsilon \lambda / \sigma)}{1 - F(\epsilon \lambda / \sigma)} - \frac{\epsilon \lambda}{\sigma} \right]$$

단, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v, \sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2,$

f : 표준정규밀도함수(PDF),

F : 표준정규분포함수(CDF).

즉, (5)식에서 e^{-U} 는 개별농가의 비효율성을 나타내며, 본래는 ϵ 와 e^{-U} 를 각각 ϵ_i 와 e^{-U_i} 로 표현하는 것이 정확하지만 여기서는 간단히 나타내고자 첨자를 쓰지 않았다. 또한 (5)식에서 밀도함수 f와 분포함수 F를 구하기 위하여 $\epsilon, \lambda, \sigma$ 의 값은 프론티어 비용함수에서 추정된 값을 사용하였다.

2.2. 분석 자료 및 통계 처리

프론티어 비용함수 추정에 사용된 자료는 농림부의 1995년산 쌀 생산비 통계조사에서 조사된 1,144호 농가에 대한 개표자료이다. 또한 쌀 생산의 효율성에 관련되는 요인을 분석하기 위하여 생산비 자료만으로는 부족하기 때문에 개별농가의 농가경제조사 결과

⁴ U_i 의 분포는 평균 0에서의 반정규분포, 평균 μ 에서의 truncated half-normal distribution 및 exponential distribution 으로 가정할 수도 있다.

를 연계하고 아울러 약간의 보완조사를 실시하였다.⁵

분석대상 농가의 경영적인 특성에 대해서는 <표 1>에서 정리한 바와 같다. 여기서 분석대상 농가는 본래의 쌀 생산비 통계조사 표본 가운데 1ha 미만 계층에 대해서는 약 3할 정도를 무작위로 추출하였기 때문에, 상대적으로 상층 농가의 성격을 띠고 있음을 밝혀 둔다.

프론티어 비용함수 추정에 사용된 비용 항목은 노력비, 토지용역비, 수리비, 대농구비, 비료비, 그리고 토지용역비를 제외한 각 비목별 자본용역비이다. 이들 비목의 합계는 총생산비의 88.4%를 차지하며, 따라서 이들 비목으로도 쌀 생산의 경제적 효율성을 추정하는 데는 무리가 없는 것으로 사료된다. 분석에서 제외된 비용들은 생산비에서 차지하는 비중이 작으며, 또한 단위당 가격자료를 구할 수 없는 한계 때문에 분석에 포함시키지 않았다.

따라서 식 (1)의 프론티어 비용함수를 추정하기 위하여 각 변수를 다음과 같이 정의하였다.

비용합계(C) : 토지용역비+수리비+노력비+대농구비+비료비+각비목별 이자

쌀 생산량(Q) : 정곡 환산한 쌀 생산량

지대(P₁): 토지용역비와 수리비 및 수리비의 이자를 합한 합계액을 식부면적으로 나눈 값

임금(P₂) : 노력비와 이자를 노동투하시간으로 나눈 값

농기계가격(P₃) : 대농기구의 감가상각비, 수리유지비, 임차료비와 이자를 대농구 사용시간으로 나눈 값

비료가격(P₄): 비료비는 비료비와 이자를 비료사용량으로 나눈 값

끝으로, 이 연구의 통계적 처리를 위한 전산 프로그램으로 기초자료 분석에는 SAS 패키지, 비용함수 추정에는 LIMDEP 패키지에 의한 프론티어모델 추정방식을 각각 이용하였다.

표 1 분석대상 농가의 쌀 농업 개황

항 목	단위	평 균	표준편차
경영주 연령	세	53.3	10.1
연간 농외취업시간	시간	42.4	283.4
경지면적	평	5,581.8	3,515.5
수도작면적	평	3,941.0	2,889.4
미곡수입/농업조수입	%	52.5	26.5
미곡소득/농업소득	%	47.6	26.5
농가부채	천원	10,583.7	17,177.6
생산성부채/농가부채	%	76.3	33.2
임차지 비율	%	39.9	35.8
이모작 비율	%	14.9	31.3
수리안전담 비율	%	96.9	15.7
경지정리담 비율	%	59.2	44.2
단수(정곡)	kg	436.7	51.5
10a 당 총생산비	천원	421.4	63.9
10a 당 노동시간	시간	36.5	9.6
10a 당 축력시간	시간	0.2	0.7
10a 당 동력시간	시간	9.8	9.3
농기계 보유액	천원	6,896.3	8,938.6
트랙터보유대수	대수	0.2	0.4
이앙기보유대수	대수	0.5	0.5
콤바인보유대수	대수	0.2	0.4
10a 당 종자사용량	kg	6.0	0.8
10a 당 무기질비료사용량	kg	58.6	13.4
10a 당 유기질비료사용량	kg	1.2	13.4
10a 당 토양개량제사용량	kg	209.3	152.3
평당 논가격	원	31,864.5	36,877.6
하루 노임(남자)	원	33,095.7	6,186.2
10a 당 임차료	원	174,650.3	57,576.4
논 필지규모	평	706.9	352.5
논 단지규모	평	1,733.2	1,391.4
위탁작업비율	%	29.4	22.5
직파재배면적	평	49.2	385.2

⁵ 분석자료는 농림부 유통경제통계담당관실의 협조를 얻어 총 1,210개 표본에 대한 쌀 생산비 조사 및 농가경제조사 결과치를 연계시키고, 추가항목에 대해서는 각도 통계사무소를 통하여 보완조사하였다. 자료 이용과 조사에 협조해 준 관계기관에 감사드린다.

표 2 트랜스로그 프론티어 비용함수의 최우 추정치

파라미터	추정치	t 치	파라미터	추정치	t 치
α_0	-0.11449	-0.144	γ_{33}	0.03545	2.419**
α_q	0.92901	6.487**	γ_{34}	0.01614	1.564
α_1	0.60928	2.368**	γ_{44}	-0.14066	-6.661**
α_2	0.76935	2.723**	γ_{q1}	0.02487	1.155
α_3	-0.21258	-2.130**	γ_{q2}	-0.03354	-1.503
α_4	-0.16605	-1.413	γ_{q3}	0.02840	3.146**
γ_{11}	0.02525	0.420	γ_{q4}	-0.01973	-1.899*
γ_{12}	-0.08672	-1.270	γ_{qq}	-0.00882	-0.605
γ_{13}	-0.03149	-1.497	$\lambda = \frac{\sigma_U}{\sigma_V}$	2.0696	15.380**
γ_{14}	0.09297	3.446**	$\sigma = \sqrt{\sigma_U^2 + \sigma_V^2}$	0.21570	30.130**
γ_{22}	0.07527	0.923	σ_U^2	0.03772	
γ_{23}	-0.02010	-0.939	σ_V^2	0.00881	
γ_{24}	0.03155	1.138			

주: log likelihood = 569.48. ** 는 5%, *는 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3. 프론티어 비용함수의 추정 결과

트랜스로그 프론티어 비용함수의 추정은 (1)식을 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 추정하였고, 이 때 (2)식의 동차성 제약을 함께 고려하였다. 최우추정법의 우도함수는 다음과 같다.

$$(6) \ln L = \frac{N}{2} \ln\left(\frac{2}{\pi}\right) - N \ln \sigma + \sum \ln\left[1 - F\left(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right)\right] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum \varepsilon_i^2$$

단, N 은 관측치 수.

프론티어 비용함수의 추정결과는 <표 2>와 같으며, 계측된 파라미터는 대체로 통계적인 유의성이 있는 것으로 나타났다.

특히 <표 2>의 비용함수의 파라미터 추

정치와 분석대상 농가의 생산량 평균치를 근거로 비용의 규모 탄성치를 계산하면 (7)식과 같다.

$$(7) \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} = \alpha_q + \sum \gamma_{iq} \ln P_j + \lambda_{qq} \ln Q = 0.8549$$

이것은 프론티어 비용함수의 생산 규모가 1% 증가할 경우에 비용은 0.85%의 증가에 그치고 있으며, 따라서 분석대상 농가의 쌀 생산에는 규모의 경제성이 존재하고 있음을 의미한다.

한편, 프론티어 비용함수의 교란항에서 불규칙적 요인과 편방 요인의 비중을 나타내는 λ 의 추정치는 2.0696이며, 편방 요인 U의 분산은 0.03772이고 불규칙적 요인 V의 분산은 0.00881로 계측되어 편방 요인의 영향이 상대적으로 큰 것으로 판명되었다. 따라서 계측된 프론티어함수를 통하여 분석대상 농가의 비용 효율을 계측하는데 무리가 없음을 알 수 있다.6

표 3 개별농가의 비용 비효율지수 분포

비효율지수 (%)	농가수 (호)	비율 (%)	누적농가수 (호)	누적 비율 (%)
0~ 5	53	4.6	53	4.6
5~10	331	28.9	384	33.6
10~15	304	26.6	688	60.1
15~20	194	17.0	882	77.1
20~25	107	9.4	989	86.5
25~30	56	4.9	1,045	91.3
30~35	40	3.5	1,085	94.8
35~40	26	2.3	1,111	97.1
40~45	18	1.6	1,129	98.7
45~50	4	0.3	1,133	99.0
50~55	5	0.4	1,138	99.5
55~60	4	0.3	1,142	99.8
60~65	1	0.1	1,143	99.9
65~70	1	0.1	1,144	100.0

주: 평균=15.37, 표준편차=9.58
 최소치= 2.47, 최대치= 65.57

앞의 (5)식에 의한 개별농가의 비효율성 지수(inefficiency index)를 산정하여 그 분포를 정리한 것이 <표 3>이다.⁷

분석 농가의 비용 비효율 지수의 평균은 15.37이고, 최소치와 최대치는 각각 2.47와 65.57이다. 그 분포를 보면, 프론티어 선상에 가장 근접하고 있는 비효율지수 5 이하의 농가가 53호, 5 이상 10까지가 331호, 10 이상 20까지가 498호, 20 이상 30까지가 163호, 그리고 30 이상 50 까지가 88호, 50이상의 농가

⁶ λ 의 값은 농가마다 다르게 나타나는 비용 효율성 격차의 상대적 기준으로 사용될 수도 있다. $\lambda^2 \rightarrow 0$ 은 $\sigma_v^2 \rightarrow \infty$ 이거나 $\sigma_u^2 \rightarrow 0$ 이므로 ε 의 대부분을 불규칙적 요소인 대칭적 에러가 설명함을 의미하고, 이 때 ε 의 분포는 $N(0, \sigma^2)$ 가 된다. 즉 표본의 모든 농가가 프론티어 선상에 위치하므로 농가의 비효율성 계측에는 아무런 의미가 없다고 볼 수 있다. 반면 $\sigma_v^2 \rightarrow 0$ 일 때는 ε 의 대부분을 편방요소인 비대칭적 에러가 설명함으로써 농가의 비효율성의 계측에 의미가 있는 것이다.

가 11호 등이다.

이 비효율성 지수는 프론티어 선상의 비용과 개별농가의 비용 수준의 차이를 나타내며, 그 차이는 기술적 비효율과 배분적 비효율에 기인한다. 따라서 이 분석에서 평균 비효율이 15.4%라는 것은 분석대상 농가 전체로 볼 때 평균적으로는 쌀 생산비의 15.4%가 총생산량의 감소 없이도 절감될 수 있음을 의미한다.

4. 농가간 효율성 격차의 요인 분석

여기서는 비용함수의 계측에 의하여 정량적으로 도출된 개별농가의 상대적인 비용 비효율 격차를 발생시키는 요인에 대하여 검토하고자 한다.

익히 알려진 바와 같이 생산효율에 접근하는 경제 분석의 대부분이 비관습적 요소(nonconventional factor)의 기여를 설명하는데 초점이 두어지고 있다. 그러나 농가간의 효율 격차를 초래하는 요인은 수없이 많으며, Upton(1979)은 이를 다음과 같은 다섯가지 항목으로 분류하고 있다. 즉, ①환경요인: 농장의 위치, 토양, 시장과의 관계 등, ②경영의 목표 혹은 목적, ③경영자의 지식, 기술적 경험, ④경영자능력, ⑤운과 같은 확률적 요인 등이다. 이 중에서 경영자능력은 가장 중시되는 요인으로서 특히 농업발전론의 측면에서는 인적자본에 관한 연구가 새롭게

⁷ 개별농가의 비용 비효율성은 프론티어 선상에 위치할 경우를 0으로 하여 프론티어 선상에 근접할수록 0에 가까운 값을 가지며, 프론티어 선상에서 멀어질수록 0보다 큰 값을 가진다. 이렇게 산출된 수치에 100을 곱하여 %로 나타낸 것이 비효율성 지수이다.

조명되고 있다.⁸

이 분석에서는 쌀 농업의 비용 효율에 영향을 미치는 요인으로 지역조건인 차이, 경영주체의 차이, 정책수단의 차이, 경영자의 의사결정 등의 범주에서 생산비조사와 농가경제조사의 통계치 및 약간의 보완조사를 통하여 계량화할 수 있는 요인과의 관계를 규명하고자 한다. 이들 요인에 대하여 우선 일차적으로 앞에서 도출한 비효율 지수와의 단순상관을 계측하였으며, 많은 요인들 중에서 최종적으로 다음과 같은 변수를 선별하여 (7)식과 같은 회귀분석을 통하여 요인별 효과를 측정하였다.

즉, 경영자 요인으로는 벼농사의 전문화 정도를 나타내는 미곡 수입 비중(F)과 농외취업 비율(OT)에 더하여 경영주 연령(A)을 고려하였으며, 정책 요인으로는 생산기반정비 수준을 나타내는 경지정리율(L), 필지 규모(P L), 단지 규모(SL) 등을, 경영주의 의사결정에 관한 사항으로 임차지 비율(RR), 이모작 비율(DW), 농작업위탁 비율(C), 직파재배 비율(DIR) 등을, 그리고 지역 요인으로는 논 가격(LP)과 함께 8개도에 대한 도별 더미변수 (D_j)와 지대별 더미변수 (R_k)를 함께 고려하였다.

$$(7) U = b_0 + \rho_F F + \rho_L L + \rho_{PL} PL + \rho_S \ln SL + \rho_R RR + \rho_W DW + \rho_C C + \rho_D DIR + \rho_A \ln A + \rho_O OT + \rho_{LP} \ln LP + \varepsilon_j D_j + \mu_k R_k$$

단, U : 농가의 비효율 지수, F : 농업조수입중 쌀

수입 비중, L : 경지정리율, PL : 필지 규모,

SL : 단지 규모, RR : 임차지 비율,

DW : 이모작 비율, C : 위탁작업비율,

DIR : 직파재배비율, A : 경영주연령,

OT : 농외취업시간비율, LP : 논 가격,

D_j : 도별더미, R_k : 지대별더미,

$j=2 \cdot 8, k=2 \cdot 4$.

(도별더미 1 : 경기, 2 : 강원, 3 : 충북, 4 :

충남, 5 : 전북, 6 : 전남, 7 : 경북, 8 : 경남,

지대별 더미 1 : 도시근교, 2 : 평야, 3 : 중간,

4 : 산간)

개별농가의 비용 비효율에 영향을 미치는 요인에 대한 파라미터 추정 결과는 <표 4>와 같으며, 도별 및 지대별 격차를 파악하기 위하여 더미 변수를 각각 분리하여 계측한 결과를 정리하였다.

이 표에서 통계적으로 유의성이 인정되는 요인에 대해서는 추정된 파라미터의 단위가 대수치 또는 백분율이기 때문에, 예를 들어 경영주 연령이 2배(100%)로 늘어남엔 비용 비효율이 2.1%(표 4의 계측결과 III) 증가하고, 마찬가지로 논 가격이 2배 높아지면 비효율이 0.9% 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

개별농가의 비용 비효율에 영향을 미치는 요인을 개괄적으로 보면, 특히 쌀수입 비중, 경지정리율, 임차지 비율, 이모작 비율, 경영주연령, 논 가격 등의 파라미터가 통계적인 유의성이 높게 나타났다. 또한 지역 조건으로는 지대별 차이 보다는 도별 차이가 큰 것으로 판명되었다.

먼저 농가의 비용 비효율에 가장 크게 영향을 미치는 것은 지역 조건임을 알 수 있다.

⁸ 특히 경영자능력과 같은 인적요인에 대해서는 1960년 T.W.Schultz에 의하여 중요성이 재조명되면서 이를 계량화하기 위한 수법들이 개발되고 있다.

표 4 개별농가의 비용 비효율 격차에 대한 요인 추정 결과

변수	I		II		III	
	파라미터	t 값	파라미터	t 값	파라미터	t 값
b_0	0.191651	1.983**	0.161131	1.687*	0.087101	0.848
ρ_F	-0.000447	-3.497**	-0.000314	-2.595**	-0.000382	-2.995**
ρ_L	-0.000475	-6.753**	-0.000375	-5.533**	-0.000449	-6.343**
ρ_P	0.002323	0.275	-0.014523	-1.763*	0.009463	1.102
ρ_S	-0.000480	-0.081	0.004273	0.752	0.000733	0.125
ρ_R	0.000161	1.952*	0.000147	1.903*	0.000159	1.944*
ρ_W	-0.000500	-5.090**	-0.000001	-0.010	-0.000469	-4.785**
ρ_C	0.000117	0.823	0.000161	1.133	0.000199	1.404
ρ_D	-0.000089	-0.160	-0.000099	-0.190	-0.000236	-0.426
ρ_A	0.035899	2.297**	0.038398	2.610**	0.031199	2.004**
ρ_O	0.000288	0.516	0.000439	0.829	0.000071	0.128
ρ_{LP}	-0.013871	-2.993**	-0.007468	-1.498	-0.009108	-1.790*
ε_2			0.074376	6.483**		
ε_3			0.047910	4.028**		
ε_4			0.023912	2.140**		
ε_5			-0.021105	-1.727*		
ε_6			0.021678	1.798*		
ε_7			-0.029631	-2.508**		
ε_8			-0.048227	-3.547**		
μ_2					-0.002452	-0.190
μ_3					0.014230	1.140
μ_4					0.037502	2.782**
R^2	0.1009		0.2182		0.1207	
F	10.40		15.70		9.96	

주: **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 유의함을 의미함.

〈표 4〉의 계측결과 II 및 III에서 보듯이 도별 및 지대별더미의 비효율에 미치는 영향과 지가의 영향이 경영자 요인이나 정책적 요인 보다 크게 나타나고 있다. 지역별 차이에서는 전북, 전남, 충남 등의 대규모 평야지역과 경기, 경남, 경북 등 도시화가 진전되어 지가가 높은 지역일수록 농가의 비용이 효율적으로 나타나고 있다. 반면에 강원, 충북 등의 산간지역에서는 비효율이 높게 나타났다.

경영자 요인으로는 연령이 높을수록 비효

율이 증가하고, 쌀수입 비중이 높은 전업농가 일수록 비효율이 감소하며, 또한 농외취업 비중이 높은 농가일수록 비효율성이 큰 것으로 나타났다. 특히 경영주 연령과 전업화 정도의 통계적인 유의성은 대단히 높으며, 따라서 최근 추진되고 있는 후계자 및 전업농 육성정책이 쌀 생산비 절감을 위하여 중요하다는 정책적 의미를 부여할 수 있을 것이다.

생산기반 정비와 관련된 요인으로 경지정리, 대구획화, 단지화 등의 효과를 보면, 경지

정리 비율이 높을수록 비용 비효율성이 감소하는 것으로 나타나 정책사업의 긍정적인 효과를 시사하고 있다. 그러나 필지 대구획화나 단지화의 효과에 대해서는 유의성도 낮고 일관성 있는 계측결과를 얻지 못하였다.

임차지 확대에 따라 비용 비효율성이 증가하는 것으로 유의성 있게 판명되었으며, 위탁 영농도 비록 유의성은 낮으나 비효율적으로 작용하는 것으로 나타났다. 여기서 임차농의 비효율성 문제는 주로 분배의 비효율성에 기인하는 것으로 자작농과 비교하여 효율·비효율에 관한 논란이 제기되기도 하지만, 이 분석 결과는 자작농 주장을 뒷받침하는 것이기도 하다.⁹

이모작 비율이 높을수록 비용 비효율이 감소하며, 직파재배 도입도 통계적인 유의성은 낮지만 비용 절감에 긍정적인 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이모작을 채택하는 농가가 효율성이 크다는 것을 예를 들어 답리작으로 농기계 이용률을 높이는 등 고정비용의 분산을 꾀하는 효과가 작용한 것으로 판단된다.

5. 결론 및 정책함의

이 연구는 쌀 생산의 효율성이라는 관점에서 생산비 절감의 가능성과 관련 요인의 효과를 정량적으로 파악하고 이를 통하여 정책적인 시사를 얻고자 하였다. 특히 최근에 추진되고 있는 구조개선사업의 몇 가지 정책수단에 대한 효과를 규명함으로써 정책 개선에

유익한 정보를 제공하려는 것이 분석의 초점이었다.

분석에 이용한 확률적 프론티어 트랜스로 그 비용함수는 쌀 농업의 경제성 및 효율성을 판단하는데 효과적인 방법이었으며, 우리나라 쌀 농업에서 규모경제가 존재하고 있음을 밝혀 주었다. 또한 분석대상 농가의 평균적인 비용 비효율은 15.4%로서 영농규모 확대를 수반하지 않더라도 현재 비용의 상당 수준이 절감 가능한 것으로 나타났다. 따라서 만약 개별농가가 영농규모를 확대하는 경우에는 쌀 생산비는 더욱 절감할 수 있을 것으로 판단된다.

쌀 농업의 비효율성은 농가의 지역 조건에 의하여 가장 크게 영향을 받고 있으며, 따라서 상대적으로 경제적 효율성이 높은 경기, 충남, 전남북, 경남북 등의 대규모 평야지대를 중심으로 규모 확대가 필요한 것으로 나타났다. 또한 경영주 연령과 쌀 전업화 정도 등 경영자 요인에 의한 비용 절감 효과가 큰 것으로 나타나, 현재 정부에서도 역점을 두고 있는 젊은 농업인 중심의 쌀전업농 육성사업이 더욱 강화되어야 할 것을 시사하고 있다. 그러나 임차지 중심의 규모 확대는 비효율성이 크며, 따라서 장기적으로는 소유 규모의 확대에 비중을 두어야 할 필요가 있다.

경지정리사업의 비용절감 효과는 대단히 큰 것으로 판명되었으나, 대구획 경지정리를 통한 농지의 집단화 및 필지의 대구획화는 유의적인 효과가 나타나지 않았다. 그리고 이모작은 비용 절감을 꾀할 수 있는 중요한 수단으로 밝혀져 앞으로 농지 및 기계장비의 이용률을 높이기 위한 대책으로 적극 권장되

⁹ 자작농이 임차농에 비하여 비용절감 효과가 크다는 것은 최근의 김정호(1993)의 연구에서도 주장된 바 있다.

어야 할 것이다. 생력화 농법인 직파재배는 비용 절감의 방향으로 작용하고는 있으나 아직 유의적인 효과는 보이지 않았다. 따라서 직파재배 보급은 농가의 기술 수준을 감안하면서 점진적으로 추진하는 것이 바람직할 것이다.

참 고 문 헌

- 권태진. 1985. "미곡생산의 규모경제성과 대체탄력성 제측," 「농촌경제」 8(4), 한국농촌경제연구원
- 김정호 외. 1993. 「토지이용형 농업의 경영체 확립에 관한 연구」, 연구보고298, 한국농촌경제연구원
- 성진근. 1989. "쌀 생산의 규모경제를 위한 경영규모 확대 목표," 「농촌경제」 12(2), 한국농촌경제연구원
- 유병서. 1994. "영농규모 확대의 필요성과 가능성," 「농업정책연구」 21(1).
- 윤호섭. 1988. "농가규모의 성장과 그 원인," 「농촌경제」 11(1), 한국농촌경제연구원
- 이정환 외. 1990. "미맥 생산규모 확대효과," 「농촌경제」 13(1), 한국농촌경제연구원.
- 전찬익 외. 1995. "수도작 대농의 규모경제성과 대체탄력성 분석," 「농업경제연구」, 제36집 1권.
- 정홍우 외. 1994. 「수도작 경영구조 개선에 관한 연구」, 농촌진흥청.
- 농림부. 1994. 「농어촌발전대책 및 농정개혁 추진방안 세부실천계획」.
- 金正鎬. 1985. "個別經營の技術效率とその源泉," 「農林業問題研究」, 第78號, 富民協會.
- 芽野甚治郎. 1992. "稻作コスト低減の可能性," 「コメ輸入自由化の影響豫測」, 富民協會.
- Aigner,D., C.A. Knox-Lovell, and P. Schmidt. 1977. "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Models," *Journal of Econometrics*, Vol.6.
- Ashok Parikh, Farman Ali & Mir Kalan Shah. 1995. "Measurement of Economic Efficiency in Pakistani Agriculture," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.77.
- Bauer,P.W., 1990. "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers," *Journal of Econometrics*, Vol.46.
- Farrell, M.J., 1957. "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, Vol.120.
- Forsund,F., C.A. Knox-Lovell and P. Schmidt. 1980. "A Survey of Frontier Production Functions and Their Relationship to Efficiency Measurement," *Journal of Econometrics*, Vol.13.
- Green,W., 1992. *LIMDEP Computer Programme Vression 6.0 New York : Econometric Software*.
- . 1980. "Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions." *J. Econometrics*, Vol.13.
- Meeusen,W., and J. van den Broeck., 1977. "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Function with Composed Error.," *International Economic Review*, Vol.18.
- Upton, M., 1979. "The Unproductive Production Production," *Journal of Agricultural Economics*, Vol.30 No.2.