



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

# 축산농가의 위험에 대한 태도와 가축보험에 있어서 도덕적 해이 분석

정민국\* 허덕\*\*

1. 연구의 필요성
2. 가축 폐사율과 보험가입 현황
3. 축산농가의 위험태도와 도덕적 해이 분석
4. 분석결과의 함의

## 1. 연구의 필요성

우리나라의 가축보험사업은 1961년부터 농협에서 추진하여 오고 있으나, 최근 실적이 매우 저조한 상태이다. 가축보험 계약건수는 1974년에는 5만 4천건으로 최고조에 달했다가 그 이후 계속 감소하여 1996년 현재 51건에 불과하며, 가입지역도 한우번식사업을 하고 있는 울릉도와 경북 달성군으로 국한되어 있다.

농협의 가축보험사업 실적이 저조한 이유는 축산농가에 대한 홍보부족 등 여러 원인이 있겠지만 농협조합원 대부분이 경종을 주업으로 하고 있는 반면 축산은 부업으로 하

고 있어 보험수요가 적었던 것도 한 원인이 다. 이에 따라 정부와 축협중앙회에서 가축보험사업을 활성화시키기 위하여 1997년부터 가축보험사업을 시범적으로 실시하고 있으며, 1999년부터 한우 및 젖소를 사육하는 전 축산농가를 가입대상으로 하여 본격적으로 추진할 예정이다.

현재 실시하고 있는 가축보험의 가입대상은 생후 6개월령 이상 만 13세미만의 한우와 생후 6개월령 이상 만 8세미만의 젖소이며, 가입형태는 농가가 사육하고 있는 대상가축에 대하여 포괄가입을 원칙으로 하고 있으며, 보험기간은 1년 또는 6개월로 구분 선택할 수 있다. 또한 가입금액의 한도는 산지시세를 기준으로 30~80%까지 선택가입이 가능하며, 보상범위는 가축이 폐사하거나 부상, 난산, 산육마비, 창상성심낭염 또는 급성고창증으로 수의사진단에 의해 절박 도살되었을 때로 국한하고 있다.

이러한 가축보험은 다양한 성격을 가지고 있는데, 먼저 보험가입자 입장에서 보면, 축

\* 책임연구원

\*\* 부연구원

산농가들이 가축의 폐사 위험에 대하여 충분히 인식을 하면서도 거기에 상응하는 부담은 감수하려 하지 않는다. 또한 보험에 있어 흔히 대두되는 문제인 보험에 가입한 뒤 가축의 관리를 소홀히 하는 도덕적 해이의 문제와 가축 폐사율이 높은 농가가 주로 가입하는 역선택 문제가 발생하기 쉽다.

보험자 입장에서 보면, 공급주체가 민간이 기보다는 주로 정부 및 생산자단체가 된다. 또한 위험율과 보험요율이 일치하지 않으며, 보험금액에 지불한도가 설정되어 있고, 고액의 국고보조가 이루어지기도 한다.

가축보험의 다양한 성격가운데에서도 보험에 있어 흔히 대두되는 도덕적 해이는 보험경제(Insurance economics)에 있어 매우 중요한 테마이다. 보험에 있어 도덕적 해이란 피보험자와 보험자간에 있어서 정보의 비대칭성(information asymetrics)으로 인해 감추어진 행동이 문제가 되는 상황하에서, 정보를 갖지 못한 측에서 보면 정보를 가진 측이 바람직하지 않는 행동을 취하는 경향을 말한다. 가축보험에 있어 도덕적 해이란 보험에 가입한 축산농가가 가입하지 않은 농가보다 생산요소투입에 덜 적극적이거나 소극적인 행동을 하기 때문에 폐사율이 높아지는 등 생산량에 좋지 않은 영향을 미치는 축산농가의 행위라 할 수 있다.

가축보험 산업이 건전하게 발전되고 활성화되기 위해서는 보험가입자의 도덕적 해이가 없어야 한다. 보험시장에 있어 도덕적 해이가 존재하게 되면, 보험자의 경영수지가 악화되고, 이는 보험료인상의 요인이 된다. 그리고 이러한 보험료 인상은 선의의 보험가입

자에게 피해를 주게되어 결국 보험시장을 위축시키는 결과를 가져온다. 가축보험시장에 도덕적 해이가 존재하게 되면, 가축보험 사업의 활성화를 위해서는 이의 관리와 대처수단이 강구되어야 한다.

가축보험사업의 활성화를 위해서는 가축의 폐사 위험에 대하여 축산농가들이 어떠한 태도를 지니고 있으며, 보험가입농가가 도덕적 해이가 있는 행동을 하는지를 파악하는 것이 선행되어야 한다. 따라서 본 연구에서는 가축보험사업을 시범적으로나마 처음부터 실시하고 있는 17개 지역축협의 농가들을 대상으로 1997년 8월부터 12월까지 조사한 자료를 통하여 보험에 가입한 농가가 도덕적 해이 행위를 하는지를 밝히고자 한다.

## 2. 가축 폐사율과 보험가입 현황

### 2.1. 폐사율 현황

1997년 8~12월 현재 가축보험을 실시하고 있는 17개 지역축협의 조합원을 대상으로 1993~96년 4개년 동안의 6개월령 이상의 한우 및 젃소의 평균 폐사율을 조사한 결과는 <표 1>과 같다. 폐사율은 한우번식 1.58%, 한우비육 1.69%, 한우일관사육 1.17%로 한우 부문중에서는 일관사육농가에서 폐사율이 가장 낮게 나타났으며, 낙농가에서는 3.85%로 나타났다. 6개월령 미만 송아지의 폐사율은 한우번식농가에서 6.47%, 한우비육농가에서 8.50%, 일관사육농가에서 8.52%, 낙농가에서 8.94%로 나타나 송아지 폐사율이 매우 높다

표 1 축종별 연도별 폐사율 현황

단위: %

구		분	1993	1994	1995	1996	평 균
한우	번식	큰소	0.32	2.35	1.29	2.34	1.58
		송아지	6.25	5.16	5.79	8.67	6.47
	비육	큰소	1.02	1.43	2.05	2.27	1.69
		송아지	6.00	8.18	10.67	9.15	8.50
	일관	큰소	1.57	1.83	1.61	2.06	1.17
		송아지	7.05	7.74	8.06	11.24	8.52
젖소	큰소	3.30	3.52	3.79	4.80	3.85	
	송아지	7.51	6.89	10.65	10.70	8.94	

주: 큰소는 6개월령 이상의 소를 말하며, 송아지는 6개월령 미만의 소를 말함.

는 것을 알 수 있다.

## 2.2. 보험가입 현황

축협이 가축보험사업을 시범적으로 실시하기 시작한 1997년 2월부터 1998년 1월까지 1년 동안 가축보험사업에 참여한 지역조합은 한우 77개 조합, 낙농 15개 조합으로 총 92개 조합이며, 이중 사업실적이 있는 조합은 70개이다. 그리고 전체 한우 및 낙농 농가 중 가축보험에 가입한 농가수는 2,324호이며, 이는 전체 소사육 농가의 0.94%이다. 농가 가입실적을 지역별로 보면 전북지역과 제주지역의 소사육 농가 중 가축보험에 가입한 농가비율은 2.86%, 5.82%로 나타나 전국평균에 비해 높았으며, 강원지역과 충북지역은 0.51%, 0.37%로 낮게 나타났다.

한편, 가축보험사업 실적이 있는 70개 조합

중 1997년 2월부터 가축보험사업을 실시한 17개 지역조합의 농가를 대상으로 1997년 8월부터 12월까지 363호를 조사한 결과, 한우 농가 254호 중 보험가입 비율은 31.5%(80농가)를 차지하였으며, 낙농가 109호 중 보험가입비율은 32.1%(35호)였다.

보험가입 현황을 지역별로 보면, 한우농가의 경우 달성지역은 조사농가의 전원이 가입하였으며, 철원, 부여 등은 전혀 가입한 농가가 없어 지역별로 차이가 심하게 나타났다. 낙농가의 경우 지리산낙협의 보험가입률이 64.6%를 차지하여 매우 높게 나타난 반면, 강원낙협은 9.5%로 낮았다(표 2, 표 3). 이처럼 지역별 및 조합별로 보험가입비율에 있어 편차가 심한 것은 지역조합장의 적극성과 지역조합의 대농민 홍보 정도에 기인하는 것으로 판단된다.

표 2 지역별 한우 조사농가의 가축보험 가입 현황

구	분	포	철	횡	예	부	전	장	합	영	달	사	제	계
		천	원	성	산	여	주	수	평	주	성	천	주	
조사농가수(A)		22	15	19	22	22	22	22	22	22	22	22	22	254
보험가입농가수(B)		3	0	9	0	0	0	12	8	2	22	14	10	80
A/B(%)		13.6	0.0	47.3	0.0	0.0	0.0	54.5	36.4	9.1	100.0	63.6	45.5	31.5

표 3 지역별 낙농 조사농가의 가족보험 가입 현황

구 분	서울	강원	청주	광주	지리산	계
조사농가수(A)	22	21	22	22	22	109
보험가입농가수(B)	6	2	6	7	14	35
A/B(%)	27.3	9.5	27.3	31.8	63.6	32.1

현재 축협이 가족보험사업에서 채택하고 있는 농가의 가입방식은 원하는 농가만이 가입할 수 있는 임의가입 방식이며, 보험에 가입한 농가는 6개월령 이상의 소를 모두 가입시켜야 하는 포괄가입 방식이다. 이와 같이 현행 가족보험은 피보험자에게는 강제적 가입이 아니라 스스로의 의사결정을 통하여 가입할 수 있도록 기회를 제공하고 있으며, 보험자에게는 선택 가입이 아니라 포괄가입을 하도록 함으로써 건강상태가 좋지 못한 소 위주로 가입하는 폐단, 즉 역선택에 대한 위험부담을 최소화시키고 있다.

그러나 가족보험에 있어 반드시 임의가입 방식이 좋은 것만은 아니다. 임의가입방식은 원하는 농가만이 보험에 가입할 수 있다는 장점이 있지만 가입자 수가 적을 경우 위험 분산의 효과가 낮아지는 단점도 있다. 그리고 포괄가입은 선택가입에 비하여 소 개체에 있어서 건강상태가 좋지 못한 소 위주의 가입을 방지할 수는 장점은 있으나, 개별농가에 있어서 폐사율이 높은 농가위주로 가입하는 역선택의 위험과 보험에 가입한 농가가 노동, 사료, 방역 등 가변 요소를 적절하게 투입하지 않고 보험에만 의존하는 도덕적 위험을 회피하기 힘들다는 단점도 있다. 이러한 문제점들 가운데 보험에 있어 가장 흔히 등장하는 도덕적 해이는 피보험자의 행위로부터 야기되는 문제로, 가족보험의 건전한 발전을 위

하여 축산농가가 도덕적 해이 행위를 할 경우 그 대책이 강구되어야 한다.

이하에서는 1997년 8월부터 12월까지 조사한 363호의 자료를 이용하여 조사농가가 위험에 대하여 어떠한 태도를 가지고 있는지? 그리고 보험에 가입한 농가가 보험에 가입하지 않은 농가보다 생산요소를 적게 투입하는지? 여부를 모형을 통하여 분석하고자 한다.

### 3. 축산농가의 위험태도와 도덕적 해이 분석

#### 3.1. 분석모형의 설정

축산농가가 축산물을 생산하기 위해 투입하는 요소는 토지 및 축사시설 등 고정투입요소(Z), 노동, 사료, 약품 등 관찰 가능한 가변요소(X), 경영자의 노력 등 관찰 불가능한 가변요소( $\theta$ )로 대별된다. 축산농가의 산출물 Y는 투입요소 벡터(Z, X,  $\theta$ ), 질병과 같은 외생적 변화를 내포하는 확률변수( $\varepsilon$ ), 축산농가의 사양기술 수준 등( $\varphi$ )에 의존한다고 할 때, 생산함수를 다음과 같은 형태로 가정할 수 있다.

$$(1) Y = f(Z, X, \theta) \eta(\varphi \varepsilon) \\ = F(Z, X, \theta, \varphi)$$

여기서  $f$ 는 생산함수의 일반적 속성 즉, 양의 1계 도함수와 음의 2계 도함수를 가지며,  $\theta$ 는 경영자의 노력 등을 나타내는 변수로서 일반적인 모형에서 도덕적 해이와 관련된다. 그리고  $\eta(\varphi \varepsilon)$ 는 생산에 영향을 미치는 외생적 영향 인자라 할 수 있다.  $\varphi$ 와  $\varepsilon$ 의 관계는 명확하지 않아 구체적으로 표현할 수 없지만, 상호작용의 결과에 있어서는  $\varphi$ 가 낮으면 낮을수록 즉, 사양기술 수준이 낮으면 낮을수록 질병 등( $\varepsilon$ ) 외생적 영향에 대해 민감하게 반응함으로써  $\eta(\varphi \varepsilon)$ 의 변화가 크다고 볼 수 있다. 따라서 축산농가는 생산의 불확실성에 때문에 나타나는 소득 또는 이윤의 불안정을 해소하기 위하여 보험의 가입 여부를 결정해야 한다.

보험을 고려하지 않은 경우 축산농가의 이윤함수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(2) \pi = pY - wX - C(\theta)$$

여기서  $p$ 는 산출물 가격

$w$ 는 관찰 가능한 투입물 가격 벡터

$C(\theta)$ 는 관찰 불가능한 투입요소의 비용함수

농민은 기대이윤효용  $E[u(\pi)]$ 의 극대화를 추구하며, 여기서  $E[u(\pi)]$ 는 von Neumann - Morgenstern의 기대효용함수이다. 최적화 문제는  $E[u(\pi)]$ 를 극대화시키는  $X, \theta$ 를 찾는 문제로, 1계 조건은 다음과 같다.

$$(3a) E[u'(\pi)(\partial R/\partial X - w)] = 0$$

$$(3b) E[u'(\pi)(\partial R/\partial \theta - C'(\theta))] = 0$$

여기서,  $R=pY$ 이며, 총수입이다.

$$\partial R/\partial X = p \cdot \partial f/\partial X \cdot \eta(\varphi \varepsilon)$$

$$\partial R/\partial \theta = p \cdot \partial f/\partial \theta \cdot \eta(\varphi \varepsilon)$$

보험을 고려하는 경우, 보험의 효과는 식 (2)에 있어서 수입  $R^*$ 로, 수입조건  $R=pY$ 를 대체시킨다. 실제생산량이 보험에 의해 보장된 생산량보다 클 경우( $Y \geq Y^*$ ) 실수입은 실제생산량이며, 보험에 의해 보장된 생산량보다 적게 생산되었을 경우( $Y \leq Y^*$ ) 실수입은 보험에 의해 보장된 생산량이 된다.

$$(4) R^* = pY - \rho \quad \text{만약 } Y \geq Y^* \\ = p^*Y^* - \rho \quad \text{만약 } Y \leq Y^*$$

여기서  $Y^*$ 는 보장된 생산량,  $p^*$ 는 선택된 가격,  $\rho$ 는 위험프리미엄, 즉 보험료이다.

그리고 한계가치생산(VMP)은 다음과 같이 된다.

$$(5) \partial R^*/\partial X = p \cdot \partial f/\partial X \cdot \eta(\varphi \varepsilon) \\ \text{만약 } Y \geq Y^* \\ = 0 \quad \text{만약 } Y \leq Y^*$$

실제 생산량이 보장된 생산량보다 클 경우 ( $Y \geq Y^*$ ) 투입요소를 한 단위 증가시켰을 때 증가되는 수익은  $p \cdot \partial f/\partial X \cdot \eta(\varphi \varepsilon)$ 이며, 실제 생산량이 보장된 생산량보다 작을 경우 ( $Y < Y^*$ ), 투입요소를 한 단위 증가시켰을 때 증가하는 수익은 0이다. 즉 보험에 의해 보장된 생산량이 주어지므로 한계적으로 증가하는 수익은 없다.

이상은 직관적으로 다음을 보여 준다. 첫째, 축산농가의  $\varphi$ 가 낮을수록, 즉 사양기술 수준 등이 낮을수록 농가로서는 보험에 가입하는 것이 보다 많은 이윤을 창출한다. 둘째, 축산농가가 遞減的 絶對 危險回避(decreasing

absolute risk aversion)이라면, 보험가입여부를 결정하는 기준치 즉 경계치  $\varphi^*$ 가 존재한다. 만약 생산량이 기준치보다 작으면( $\varphi < \varphi^*$ ) 농가는 보험을 채택할 것이고, 기준치보다 크면( $\varphi \geq \varphi^*$ ) 농가는 보험에 가입하지 않는다. 이것은 역선택 효과이다. 세제, 축산농가가 遞減的 絶對 危險回避라면, 보험으로 인해 최적수준보다 낮은 X와  $\theta$ 를 투입하게 될 것이다.

### 3.2. 분석모형의 추정

모형화에서 중요한 문제는  $\theta$ ,  $\varphi$ ,  $\varepsilon$ 를 관찰할 수 없다는 것이다. 그러나 위의 결과로

<sup>1</sup> 체감적 절대적 위험회피란 富(W)의 한계효용은 +의 값을 가지지만 부의 증가에 따라 절대적 위험회피가 감소함을 의미한다. 절대적 위험회피(absolute risk aversion: ARA)란 주어진 부의 수준하에서 위험회피성을 말하며, 상대적 위험회피(relative risk aversion: RRA)란 절대적 위험회피성에 부의 수준을 곱한 값이다. 일반적으로 ARA는 부의 수준이 증가함에 따라 감소하며, RRA는 부의 수준이 증가함에 따라 증가한다. 즉 체증적 RRA란 부의 수준이 증가할 때 주어진 손실율에 더욱 위험회피적이다. 예를 들어 부의 절반을 잃어 500만불을 가지고있는 억만장자가 부의 절반을 잃어 10,000불을 갖는 사람보다 더 많은 효용의 감소를 경험한다. 체감적 절대적 위험회피의 이해를 위해 羈효용함수(power utility function)를 가정하여 설명하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} u(W) &= -W^{-1}, \quad u'(W) = W^{-2} > 0, \\ u''(W) &= -2W^{-3} < 0 \quad \text{단, } W > 0 \\ \text{ARA} &= -u''(W)/u'(W) = 2/W \\ &\rightarrow d \text{ARA}/dW < 0 \\ \text{RRA} &= -W \cdot (u''(W)/u'(W)) = W \cdot (2/W) \\ &= 2 \rightarrow d \text{RRA}/dW = 0 \end{aligned}$$

ARA가 체감적 인지, 체증적 인지의 여부는  $d\text{ARA}/dW$ 의 부호가 어떠한가에 달려있다. 즉 0보다 크면 체증적, 0보다 작으면 체감적이다(Thomas E. Copeland, J. Fred Weston, *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley, 1990, PP.109-115)

부터  $\theta$ ,  $\varphi$ 의 대리변수로 보험가입여부를 나타내는 T를 사용할 수 있다. 따라서 생산함수와 요소분배방정식의 구성체계를 분석하는 것이 가능하다.

$$(6) Y = f(X, Z, T)$$

$$(7) X = h(Y, p, w, T)$$

여기서 p는 축산물가격, w는 사료가격, 노동가격 등 요소 투입가격 벡터를 의미하며, 위의 분석에서는 보험가입여부를 나타내는 T에 대한 계수가 생산함수와 요소분배방정식에서 음(-)이 될 것이라는 것을 가정한다(도덕적 해이).

본 연구의 경험적 분석을 위하여 Cobb-Douglas 생산함수를 사용하였다. C-D생산함수는 요소의 대체탄력성이 1이라는 것을 비롯하여 몇 가지 제약이 있지만 다음과 같은 이점 때문에 본 연구에서는 C-D생산함수를 선택하였다. C-D 생산함수 형태의 이점은 첫째, 유발수요함수의 간편성, 둘째, 임의의 함수형태에 대한 1계 근사치라는 사실로부터의 엄격성, 셋째, 모든 투입가치에 대해 합리적 행동<sup>2</sup>을 나타내며, 넷째, 파라메타에 있어 절

<sup>2</sup> 생산함수가  $Q = A \cdot L^\alpha K^\beta$ 의 형태이고, L이 노동, K가 자본이라 할 때,  $\alpha < 1$ 이면 생산은 경제적 영역 즉 생산의 합리적인 부분이라 할 수 있는 제 2영역에서 이루어짐을 의미한다. 즉 일반적으로 생산함수의 경제적 영역은 평균생산(AP)과 한계생산(MP)이 같아지는 점에서부터 한계생산이 0이 되는 점까지이다. 즉 AP곡선이 우하향하는 영역에서 MP가 음(-)이 되지 않을 때까지 생산하는 것이 합리적임을 의미한다. C-D 생산함수가 AP곡선의 우하향 영역에서 생산이 이루어지고 있음을 수식으로 증명하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{생산함수 } Q &= A \cdot L^\alpha K^\beta \text{ 일 때,} \\ \frac{Q}{L} (= AP_L) &= \frac{A \cdot L^\alpha K^\beta}{L} = A \cdot L^{\alpha-1} K^\beta, \end{aligned}$$

약 등을 들 수 있다. 그리고 지수형태의 C-D 생산함수이지만 log를 취함으로써 선형으로의 전환이 용이하다는 점 또한 장점중 하나라 할 수 있다.

방정식 (6)과 (7)은 보험을 나타내는 더미 변수를 부가하여 log-log함수 형태와 요소분배방정식 형태로 추정될 수 있다.

$$(8a) \ln Y = \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln X_i + \sum \beta_j \ln Z_j + \delta_0 T \quad (i, j = 1 \dots n)$$

$$(8b) w_i X_i / pY = \gamma_i + \delta_i T_i$$

(8a)식이 규모에 대한 보수불변(CRS)이라면 오일러 정리에 의해 (8b)식이 도출된다. 여기서  $\gamma_i$ 는 총생산에서 차지하는 요소 분배분이며,  $T$ 는 보험가입여부를 나타내는 더미변수이다. 위에서 언급한 바와 같이 보험더미변수  $T$ 의 계수는 음의 부호를 가지는 것으로 기대된다. 이윤극대화를 가정하면, 투입 수요와 생산함수는 교차방정식 제약(cross-equation constrain)조건  $\gamma_i = \alpha_i$  을 만족시킨다<sup>3</sup>.

위험회피를 가정하고 기대효용 함수의 극대화를 가정하면, 균형제약은 부등식  $\gamma_i < \alpha_i$ 에 의해 대체될 수 있다. 가변투입요소의 사용은 한계비용(MC)과 기대한계가치생산(EMVP)과 같아지는 수준보다 낮아질 것으로 기대된다. 따라서 양축가의 위험에 대한

태도는  $\gamma_i$ 와  $\alpha_i$ 의 부등호에 의해 다음과 같이 파악할 수 있다.

- $\gamma_i < \alpha_i$  : 위험 회피적(risk avert)
- $\gamma_i = \alpha_i$  : 위험 중립적(risk neutral)
- $\gamma_i > \alpha_i$  : 위험 선호적(risk love)

### 3.3. 분석자료

본 연구의 목적을 달성하기 위해 363호의 농가를 방문하여 면담청취를 하였다. 축협에서 시범적으로 시행하고 가축공제사업의 시범대상 17개 지역조합을 기준으로 조합 당 20호 이상의 농가가 부분집합으로 선택되었다. 조사된 한우 농가 수는 254호이며, 낙농가 수는 109호이다.

<sup>3</sup> C-D생산함수  $Q = A \cdot K^\alpha L^{1-\alpha}$ 를 미분하면  
 $\partial Q / \partial K = \alpha A K^{\alpha-1} L^{1-\alpha} = \alpha A (K/L)^{\alpha-1}$   
 $= \alpha A k^{\alpha-1} (k = K/L)$ ,  
 $\partial Q / \partial L = A K^\alpha (1-\alpha) L^{-\alpha} = A(1-\alpha)(K/L)^\alpha$   
 $= A(1-\alpha)k^\alpha$

위 식을 이용하면 오일러 정리에 의해 다음이 성립함을 알 수 있다.

$$K(\partial Q / \partial K) + L(\partial Q / \partial L) = K \cdot \alpha A k^{\alpha-1} + L \cdot A(1-\alpha)k^\alpha = L \cdot A k^\alpha [(L/K)(\alpha/k) + 1 - \alpha]$$

$= L \cdot A k^\alpha [\alpha + 1 - \alpha] = L \cdot A k^\alpha = Q$   
 여기서  $K(\partial Q / \partial K) / Q = (K \cdot \alpha A k^{\alpha-1}) / (L \cdot A k^\alpha) = \alpha$ 이며,  $L \cdot (\partial Q / \partial L) / Q = (L \cdot A k^\alpha (1-\alpha)) / (L \cdot A k^\alpha) = 1 - \alpha$ 가 됨을 알 수 있다.

즉 총생산중 자본에 지불되는 상대적 분배분은  $\alpha$ 이며, 노동에 지불되는 분배분은  $1 - \alpha$ 이다(Chiang, Alpha C., *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, 3rd, Mc Graw-Hill Inc., 1984 PP415-416).

생산함수와 요소 분배분의 관계를 회귀모형에서는 따로 제약을 주지 않지만 위와 같이 상호 관련되어 있기 때문에 생산함수 (8a)와 요소분배방정식 (8b) 간에는  $\alpha_i = \gamma_i$ 가 됨을 쉽게 알 수 있다. 방정식체계에서 이러한 관계는 교차방정식제약으로 설명할 수 있다(Varian., Hal R., *Microeconomic Analysis*, 3rd, W.W Norton & Company, 1992, p.208).

$\frac{\partial AP_L}{\partial L} = A \cdot (\alpha - 1) L^{\alpha-2} K^\alpha$ ,  
 $\alpha < 1$ 이면  $\frac{\partial AP_L}{\partial L} < 0$ 가 된다. 즉 AP곡선의 기울기가 우하향하고 있음을 알 수 있다. 따라서 C-D 생산함수의  $\alpha$  또는  $\beta$ 는 0보다 크고 1보다 작다는 것을 사전적으로 가정하고 있어 C-D 생산함수에 있어 생산은 합리적인 투입에 근거하고 있음을 알 수 있다.

위에서 특정화된 모형을 추정하기 위해서는 생산물, 고정요소, 가변요소, 보험상황에 관한 자료가 필요하다. 이질적(heterogenous)인 산출물들을 집계하기 위해 가격으로 환산하여 측정하였다. 한우의 경우 연간 비육우 판매두수를 가격으로 환산하였으며, 젖소의 경우 연간 총 우유 납유량과 연간 젖소 송아지 판매량을 가격으로 환산하여 합계하였다. 단, 이러한 산출물에 보험보상액은 포함되어 있지 않다.

투입물은 고정요소와 가변요소로 구분할 수 있는데, 고정요소에는 토지와 자본이 포함되었다. 이들은 조사된 사료포 면적과 축사규모를 기준으로 축협이 「축산물생산비조사결과」를 이용하여 규모별 토지자본이자와 고정자본이자, 감가상각비를 적용, 계산하였다. 가변요소는 3개의 범주, 즉 노동, 사료, 방역 등으로 세분화하였는데, 모두 가격으로 측정 가능하다. 이중 노동은 연간 총 노동 시간수를 계산하여 조사당시 농가에서 지불되는 고용노임단가를 적용하였다. 사료는 배합사료비와 구입 조사료비, 자가조사료를 합하여 비용으로 구성되어 있으며, 방역치료비는 자가 예방 및 치료비와 수의사진료비를 합하여 계산

하였다.

일반적으로 투입요소와 위험특성간에는 밀접한 관계가 있다. 투입요소와 산출물과의 관계에서 위험증가 투입요소와 위험감소 투입요소로 구분할 수 있다. 이 연구에서 노동, 사료, 방역은 모두 위험감소 투입요소라 할 수 있다.

보험상황은 보험가입여부를 나타내는 더미변수를 통하여 설명이 가능하다. 만약 농민이 조사시점에서 시범적으로 실시하고 있는 축협 가축보험사업에 참가하고 있으면 1, 참가하지 않고 있으면 0이다. 대안으로 총 프리미엄 지불을 반영하는 연속적인 변수를 채택할 수 있으나 이러한 접근은 농민의 보험료수준에 대한 의향에 관한 정보를 가질 수 있는 이점이 있는 반면 보험요율의 변이 때문에 오차가 매우 커질 수 있는 단점이 있다.

### 3.4. 분석결과

#### 3.4.1. 한우농가

앞에서 설정된 방정식체계 식(8)은 OLS와 Zeller의 SUR기법에 의해 추정되었다. SUR 추정방법이 추정계수의 유의성과 모형의 설명력 측면에 있어 보다 좋은 결과를 보였다.

표 5 Cobb-Douglas 한우생산함수 추정결과

변 수	변수기호	추 정 계 수		t-value	
		OLS	SUR	OLS	SUR
상 수	$\alpha_0$	2.9135	1.7581	1.151	1.099
자 본	$\beta$	0.3842	0.2193	3.429	3.101
노 동	$\alpha_1$	0.2354	0.3244	1.558	3.403
사 료	$\alpha_2$	0.2455	0.3806	2.295	5.638
방역치료	$\alpha_3$	0.1097	0.1132	1.533	2.504
보 험	$\delta$	0.1121	0.0327	0.656	0.196
$Adj R^2$		0.6668	0.9593	-	-

표 6 한우생산 요소분배방정식 추정결과(SUR)

변 수	파라메타	추정계수	t-value	파라메타	추정계수	t-value
노동	$\gamma_3$	0.1945	5.760	$\delta_3$	0.0533	0.862
사료	$\gamma_3$	0.2792	11.313	$\delta_3$	-0.0135	-0.297
치료	$\gamma_3$	0.0142	3.255	$\delta_3$	-0.0062	-0.775

SUR기법에 의해 한우농가의 생산함수를 추정된 결과를 보면, 보험 더미변수를 제외한 모든 투입변수는 올바른 부호를 나타내고 5%수준에서 유의수준을 가지고 있으며, 결정계수도 0.9593으로 나타나 만족할 만한 결과라 할 수 있다(표 5, 표 6).

한우 생산함수에 있어 보험에 관한 계수를 경제적으로 해석해 보면 동일한 투입요소를 사용하는 동일한 상황에서 보험가입농가가 보험에 가입하지 않은 농가보다 총산출량에 있어 3.2% 더 많이 생산한다는 의미를 가지지만 통계적으로 유의하지 않아 두 그룹간에 차이가 있다고 판단할 수 없다. 그리고 앞서 설정한 바와 있는 보험계수의 부호가 음(-)으로 나타날 것이라는 가설은 기각되었다. 따라서 한우농가에 있어 보험가입농가가 보험에 가입하지 않은 농가보다 동일한 요소투입 수준하에서 생산량이 적다고 말할 수 없다.

요소분배방정식에서 보험의 영향은 사료와 치료에 있어 음의 符號를 가지는 것으로 나타났다. 추정된 보험계수가 음의 부호를 가지는 의미는 보험에 가입한 농가가 가입하지 않은 농가보다 주어진 산출물을 생산하기 위해 가변요소를 덜 사용하는 경향을 가진다는 것을 의미한다. 즉 보험에 가입한 농가가 보험에 가입하지 않은 농가보다 가축에 대하여 사료를 적게 급여하거나 치료를 소홀히 한다는 의미이다. 그러나 보험계수가 통계적으로

유의하지 않아 생산함수의 설명에 있어서와 마찬가지로 한우농가가 도덕적 해이 행위를 할 것이라는 가설은 기각되었다.

생산함수의 추정계수와 여기에 대응하는 요소분배방정식의 추정계수를 비교해 보면 노동변수 계수의 경우 요소분배방정식에서는 0.1945, 생산함수에서는 0.3244로 나타나, 위험 회피적인 것으로 해석할 수 있다. 사료변수 계수의 경우 요소분배방정식에서는 0.2792, 생산함수에서는 0.2456으로 나타나, 위험 선호적인 것으로 해석된다. 치료변수 계수의 경우 요소분배방정식에서는 0.0142, 생산함수에서는 0.1097로 추정되어 위험 회피적인 것으로 해석된다. 요약하면 조사된 한우농가의 요소 투입물에 있어 위험에 대한 태도는 노동과 치료변수에 있어서는 위험 회피적이며, 사료에 대해서는 위험 선호적인 것으로 나타났다.

### 3.4.2. 낙농농가

동일한 방법으로 낙농농가의 생산함수를 추정된 결과를 살펴보면, 보험 더미변수를 제외한 모든 투입변수는 올바른 부호를 가지며, 자본을 제외한 모든 투입변수가 5%수준에서 통계적 유의성을 가지고 있고, 결정계수가 0.9746이어서 만족할 만한 결과를 보였다.

낙농생산함수의 추정 결과를 보면, 보험에 관한 계수를 경제적으로 해석하면 동일한 투

표 7 Cobb-Douglas 낙농생산함수 추정결과

변 수	변수기호	추정된계수		t-value	
		OLS	SUR	OLS	SUR
상 수	$\alpha_0$	6.8423	3.1693	3.868	3.264
자 본	$\beta$	0.1846	0.0349	2.737	0.944
노 동	$\alpha_1$	-0.0891	0.1099	-0.821	1.846
사 료	$\alpha_2$	0.5195	0.6741	5.742	13.581
방역치료	$\alpha_3$	0.0345	0.0527	0.726	2.023
보 험	$\delta$	0.1190	0.1247	1.294	1.387
$Adj R^2$		0.5455	0.9746	-	-

표 8 낙농생산 요소분배방정식 추정결과(SUR)

변 수	파라메타	추정계수	t-value	파라메타	추정계수	t-value
노 동	$\gamma_1$	0.1288	16.231	$\delta_1$	-0.0388	-2.479
사 료	$\gamma_2$	0.6451	19.1622	$\delta_2$	-0.0512	-0.770
치 료	$\gamma_3$	0.0335	8.512	$\delta_3$	0.0006	0.080

입요소를 사용하는 동일한 상황에서 보험 가입농가가 보험에 가입하지 않은 농가보다 총산출량에 있어 12% 더 많이 생산한다는 의미를 가지지만 통계적으로 유의하지 않아 두 그룹간에 차이가 있다고 볼 수 없다(표 7). 그리고 보험계수의 부호가 陰(-)으로 나타날 것이라는 가설은 기각되었다.

요소분배방정식에서 보험의 영향은 노동과 사료에 있어 陰(-)의 부호로 나타났는데, 노동은 통계적으로도 매우 유의한 반면 사료는 유의하지 않다(표 8). 추정된 계수가 음(-)의 부호를 가진다는 의미는 보험가입 농가가 가입하지 않은 농가보다 주어진 산출물 생산하기 위해 가변요소를 덜 사용하는 경향을 가진다는 것을 의미한다. 이것은 보험에 가입한 농가가 보험에 가입하지 않은 농가보다 가축에 대하여 노동력을 덜 투입한다고 볼 수 있어 축산농가의 도덕적 해이로 설명이 가능하다.

생산함수의 추정계수와 여기에 대응하는

요소분배방정식의 추정계수를 비교하여 보면, 노동변수의 계수는 요소분배방정식에서 0.1288, 생산함수에서 0.1099로 나타나 위험 선호적인 것으로 해석된다. 사료변수의 계수는 요소분배방정식에서 0.6451, 생산함수에서 0.6741로 나타나 위험 회피적인 것으로 해석할 수 있다. 치료변수의 계수는 요소분배방정식에서 0.0335, 생산함수에서 0.0527로 나타나 위험 회피적인 것으로 해석된다. 요약하면 조사된 낙농가의 요소 투입물에 있어 위험에 대한 태도는 노동에 있어 위험 선호적이며, 사료와 치료에 있어서는 위험 회피적이라는 것을 의미한다.

#### 4. 분석결과의 함의

폐사 위험에 대한 조사농가의 태도는 노동(한우)과 사료(낙농) 투입에 있어 위험 회피

적인 것으로 나타나 축산농가가 축산물을 생산함에 있어 미래에 대한 불확실성 때문에 생산요소를 최적수준까지 투입하고 있지 않다는 것을 알 수 있었다.

그리고 조사농가를 중심으로 살펴볼 때, 보험가입농가의 도덕적 해이는 아직 크게 문제가 되고 있지 않는 것으로 나타났다. 다만, 낙농가의 경우 노동력투입에 있어 보험에 가입한 농가가 보험에 가입하지 않은 농가보다 단위당 노동력을 적게 투입하는 것으로 나타났으며, 나머지 투입요소는 계수의 부호에 있어서나 통계적으로도 기대한 결과를 보여주지 못하였다.

도덕적 해이의 발생여부를 앞에서 추정된 계수를 이용하여 보험 가입농가의 단위당 산출량과 보험미가입농가의 단위당 산출량을 비교하여 봄으로써 앞의 결과를 검증할 수 있다. 먼저, 모든 요소가격 및 산출물가격을 1로 놓음으로써 방정식 (8)의 체계를 정규화한 다음 요소분배방정식을 생산함수로 대체하여 산출량을 나타내는 항을 삭제하면, 보험미가입 농가의 두당 기대산출량에 대한 보험가입농가의 두당 기대산출량의 비율을 계산할 수 있다. 이 비율을  $\rho$ 라 할 때,  $\ln \rho^4$ 는 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$(9) \ln \rho = \delta_0 + \sum \alpha_i \ln((\gamma_i + \delta_i) / \gamma_i)$$

한우 생산함수와 요소분배 방정식으로부터 추정된 계수를 식(9)에 대입하면 한우농가의

---

<sup>4</sup>  $\ln \rho = \ln(Y_r/Y_y) = \ln Y_r - \ln Y_y$   
 $= \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln Y(\gamma_i + \delta_i) + \delta_0$   
 $- \{ \alpha_0 + \sum \alpha_i \ln Y(\gamma_i) \}$   
 $= \delta_0 + \sum \alpha_i \{ \ln Y(\gamma_i + \delta_i) - \ln Y(\gamma_i) \}$   
 $= \delta_0 + \sum \alpha_i \{ \ln Y(\gamma_i + \delta_i) - \ln Y(\gamma_i) \}$   
 $= \delta_0 + \sum \alpha_i \ln \{ (\gamma_i + \delta_i) / \gamma_i \}$

$\ln \rho$ 는 0.0275,  $\rho$ 는 1.0279이며, 낙농 생산함수와 요소분배 방정식으로부터 추정된 계수를 식(9)에 대입하면  $\ln \rho$ 는 0.0305,  $\rho$ 는 1.0310이 된다. 즉 한우농가나 낙농가 모두 보험가입여부가 기대 생산에 크게 영향을 미치고 있지 않음을 확인할 수 있다.

그러나 조사된 축산농가가 전체적으로 볼 때 도덕적 해이 행위를 한다고는 볼 수 없지만, 낙농농가의 노동투입에 있어 부호가 음으로 나타난 점을 고려할 때, 도덕적 해이가 가축보험의 건전한 발전에 있어 문제점으로 부각될 수 있는 소지는 남아있음을 알 수 있다.

도덕적 해이에 대한 일반적 대책으로 공동보험(co-insurance)제도와 기초공제(initial deduction)제도가 자주 이용된다. 공동보험제도는 사고가 발생했을 경우 손실의 100%를 보상해 주지 않고 일부만 보상해 주는 방식을 의미한다. 예를 들어 80%만 보험회사에서 보상하고 나머지 20%를 보험가입자가 부담하도록 하는 것이다. 이렇게 함으로써 보험가입자의 사고예방노력을 자발적으로 유도한다. 기초공제제도는 손실액중 처음 얼마는 보험가입자 본인이 부담하도록 하고 이것을 초과하는 부분에 대해서만 보상하는 방법이다. 이렇게 함으로써 사고가 나면 자동적으로 가입자의 부담이 발생함으로써 스스로 예방의 노력을 유도할 수 있다. 그러나 이러한 제도를 이용하더라도 결국 현실 보험시장에서는 도덕적 해이가 발생할 수 있는 소지가 항상 남아 있다.

따라서 가축보험의 도덕적 해이에 대한 보다 적극적인 대책으로 다음과 같은 정책이 고려되어야 할 것이다. 첫째, 개별농가에 대

하여 탄력적인 보험요율을 적용하는 방법이다. 즉 폐사율이 높은 농가에게는 높은 보험료를, 폐사율이 낮은 농가에게는 낮은 보험료를 적용함으로써 농가 스스로 가축관리에 적극성을 가질 수 있도록 유인을 제공하는 방법이다.

둘째, 손해방지시설을 확충하고 집단방역 프로그램을 실시하여 폐사 확률을 사전적으로 낮추는 방법이다. 보험가입농가에게 가축의 질병치료 및 방역활동에 대한 고품질의 서비스를 원활하게 제공함으로써 가축보험의 역할이 사후적 폐사에 대한 보상뿐만 아니라 서비스 제고로 사전적 손해방지 차원에서도 유인을 가질 수 있도록 해야 할 것이다.

이상과 같이 도덕적 해이 문제에 대한 대책으로 공동보험이나 기초공제 등의 제도개발 못지 않게 개별농가에 대한 탄력적인 보험요율의 적용과 손해방지시설의 확충 등을 통한 농가서비스 제고를 통하여 농가 스스로 가축의 폐사율을 낮출 수 있도록 유인책을 제공하는 것 또한 매우 중요하다고 판단된다.

## 참 고 문 헌

- 유철호외. 1998. 4. 「특수가축공제사업의 활성화를 위한 조사연구」, 한국농촌경제연구원.
- 정민국. 1998. 3. “가축보험과 정부보조의 효과,” 「농촌경제」, 한국농촌경제연구원.
- 축협중앙회. 1998. 「축산물생산비 조사결과」.
- Chiang, Alpha C., 1984. *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, 3rd, McGraw - Hill Inc., PP.415-416.
- Copeland, T. E., Weston, J. F., 1990. *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley. PP.109 -115.
- Goodwin. B. K., et al. 1995. *The Economics of Crop Insurance and Disaster Aid*, The AEI press.
- Georges Dionne. 1991. *Contribution to Insurance Economics*, Kluwer Academic Publishers.
- Hueth. D. L. et al., 1994. *Economics of Agricultural Crop Insurance; Theory and Evidence*, Kluwer Academic Publishers.
- Ray, P. K., 1981. *Agricultural Insurance*, Pergamon Press.
- Varian., Hal R., 1992. *Microeconomic Analysis*, 3rd, W.W Norton & Company, p.208.