

작물보험제도의 도입이 질소비료 사용량에 미치는 효과 분석*

사공 용** · 김홍균***

〈자 려〉

- | | |
|---------------------|-------------------|
| I. 서 론 | IV. 자료 및 모의 실험 결과 |
| II. 모형 및 수확량 분포의 추정 | V. 요약 및 결론 |
| III. 분석방법 | |

I. 서 론

작물보험은 정부와 농민이 계약을 맺고 생산량이 일정 수준 이하일 때 정부가 농민에게 손실의 일부를 보상해 주는 소득보장제도이다. 그러나 작물보험제도는 이러한 본연의 기능 외에도 비료 사용량 조절을 통해 농촌 지역의 토양 및 수질오염에도 중요한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다.

* 본 연구의 분석에 사용된 자료를 제공해 주신 한국농촌경제연구원의 김정호 박사께 감사드린다.
** 서강대학교 경제학과 교수.
*** 서강대학교 경제학과 교수.

작물보험제도가 비료 사용에 어떤 영향을 미치는가를 분석한 연구는 많은 사람들에 의해 이루어져 왔다. 그러나 분석결과는 상반되는 경우가 많다. 예컨대, Horowitz & Lichtenberg (1993)는 작물보험제도가 질소비료 및 살충제의 사용을 각각 19%, 21% 증가시켰다는 것을 보인 반면, Smith & Goodwin (1996), Quiggin, Karagiannis & Stanton (1993), Babcock & Hennessy (1996)는 이와는 반대의 결과를 보이고 있다.

이들이 주장하는 바를 요약하면, 먼저 Horowitz & Lichtenberg의 경우는 비료의 사용은 산출물의 분포를 증대시키기 때문에 작물보험제도가 존재할 경우 비료를 많이 사용하는 것이 기대효용을 극대화시킨다는 것이다. 이에 반해 작물보험제도가 비료 사용을 줄인다고 주장하는 사람들의 논지를 보면 작물보험제도를 도입할 경우 농민 입장에서는 구태여 농작물을 많이 생산하기 위해 화학비료를 과다하게 사용할 필요가 없기 때문에 비료 사용량이 감소한다는 것이다.

최근 우리 나라의 경우도 지나친 화학비료 사용으로 농촌지역의 환경이 악화되고 있다.¹⁾ 그러나 이와 같은 사실에도 불구하고 정부는 아직도 이렇다할 대책을 마련하고 있지 못하다. 이에 본 연구는 화학비료 사용을 감소시키기 위한 하나의 방안으로 작물보험제도의 도입 가능성을 검토하며 분석방법은 Babcock & Hennessy (1996)를 이용한다.²⁾

본 연구는 제V장으로 구성되어 있다. 서론에 이어 제II장에서는 Babcock & Hennessy 모형과 수확량 분포의 추정에 사용될 방법이 소개된다. 제III장에서는 본 연구에 사용될 자료의 생성 및 분석방법이 설명되고, 제IV장에서는 사용될 자료와 모의실험 결과가 그리고 마지막으로 제V장에서는 결론 및 요약이 각각 제시된다.

1) 우리 나라는 OECD 국가 중에서 두 번째로 질소비료를 많이 사용하는 국가이다(OECD, 1999).

2) OECD 국가들의 경우 화학비료 사용을 감소시키기 위해 제품부담금(product charge)제도를 사용하고 있다. 따라서 화학비료의 사용을 감소시킴에 있어 어느 것이 보다 효과적인가 하는 의문이 제기될 수 있으나 이 문제는 본 연구에서는 다루지 않는다.

II. 모형 및 수확량 분포의 추정

1. 모 형

작물보험제도가 비료 사용에 어떠한 영향을 미치느냐에 대한 연구는 크게 두 가지 방법으로 행해졌다. 하나는 두 변수 사이의 관계를 실질 자료를 가지고 분석한 것이고 다른 하나는 모의실험(simulation)을 통해 분석한 것이다. 전자에 해당되는 연구로는 Horowitz & Lichtenberg (1993), Smith & Goodwin (1996), Quiggin, Karagiannis & Stanton (1993) 등이 있고 후자에 해당되는 연구로는 Babcock & Hennessy (1996)가 있다.

우리 나라의 경우는 작물보험제도가 도입된 적이 없기 때문에 실질 자료를 가지고 두 변수 사이의 관계를 규명하는 것은 불가능하다. 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 모의 실험 분석을 통해 두 변수 사이의 관계를 분석하며 서론에서도 언급한 바 있듯이 분석 모형은 Babcock & Hennessy (1996)를 이용한다.³⁾

분석을 간단히 하기 위해 P_I 의 가격으로 수확량 y_1 을 보험 형태로 구입한다고 하자.⁴⁾ 따라서 농민이 보험에 가입한다면 실질 생산량 y 가 y_1 보다 작을 경우 이 농민은 정부로부터 $P_I(y_1 - y)$ 만큼을 보험금으로 받게 된다. 여기서 작물 한 단위당 보험가격 P_I 는 작물가격 P 와 같다고 가정한다.

이와 같이 y_1 과 보험료(insurance premium)가 고정되어 있다고 가정한다면 작물보험을 구입한 농민의 효용 극대화 문제는 기대효용을 극대화시키는 비료 사용량을 선택하는 것으로 요약될 수 있다. 이를 보다 자세히 언급하면 수확량

3) 제II장, 제III장에 소개될 내용은 Babcock & Hennessy (1996)를 요약한 것이다.

4) 다시 말하면, 농산물 공급자는 얼마만큼의 작물보험량을 구입할 것인가 하는 것은 본 논문의 연구 대상이 아니다. 이에 대한 연구로는 Coble, Knight, Pope & Williams (1996)가 있다.

y 의 분포는 비료 사용량 X 에 따라 달라질 것이기 때문에 농민의 효용극대화 문제는 다음의 기대효용을 극대화시키는 비료 사용량 X 를 선택하는 것으로 요약할 수 있다.

$$EU = \int_a^{y_1} U(\pi_1)g(y|X)dy + \int_{y_1}^b U(\pi_2)g(y|X)dy \quad (1)$$

$$\text{여기서 } \pi_1 = Py_1 - P_x X$$

$$\pi_2 = Py - P_x X$$

$$P_x = \text{비료의 가격}$$

우리가 본 논문에서 보이고자 하는 것은 작물보험의 구입이 농가의 비료 사용에 어떠한 영향을 미치는가이다. 이는 기대효용 극대화문제로부터 1계 조건을 구하고 이들 식에 Leibniz rule을 적용함으로써 구해질 수 있다. 1계 조건에 Leibniz rule을 적용하여 계산한 결과는 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial X}{\partial y_1} &= -\Delta^{-1} P U'(\pi_1) \int_a^{y_1} g(y|X) dy \\ &\left[P_x \frac{-U''(\pi_1)}{U'(\pi_1)} + \frac{d \log \int_a^{y_1} g(y|X) dy}{dX} \right] \quad (2) \\ \Delta &\equiv \frac{\partial^2 EU(\pi)}{\partial X^2} < 0 \end{aligned}$$

이렇게 구해진 식 (2)를 통해 우리는 작물보험제도 도입이 비료 사용량을 감소시킬지 아니면 증가시킬지를 판별할 수 있다. 다시 말해서, 식 (2)가 양의 값을 갖는다면 작물보험의 구입은 비료사용량을 증가시킨다는 것을, 음의 값을 갖는다면 비료 사용량을 감소시킨다는 것을 이 식으로부터 알 수 있다. 그런데 식 (2)는 양의 값을 가질 수도 있고 음의 값을 가질 수도 있다. 이는 대괄호 밖의 항과 대괄호 안의 위험기피의 정도를 나타내는 첫 번째 항은 양의 값을 가지는

반면, 대괄호 안의 두 번째 항은 음의 값을 가질 수도 있기 때문이다. 대괄호 안의 두 번째 항은 비료 사용량이 한 단위 증가할 때 보험금이 지불될 확률의 % 변화를 나타내는데 비료 사용량을 증대시켰을 때 보험금이 지불될 확률이 낮아진다면 부호는 음이 되고 그 반대의 경우는 양이 된다. 따라서 비료 사용량을 증가시킬 때 보험금이 지불될 확률이 증가한다면 작물보험제도의 도입은 비료 사용량을 증가 ($\frac{\partial X}{\partial y_i} > 0$)시키는 역할을 한다는 것을 알 수 있다. 반면 비료 사용량을 증가시킬 때 보험금이 지불될 확률이 낮아지고 이 효과가 위험기피정도보다 크다면 작물보험제도의 도입은 비료 사용량을 감소 ($\frac{\partial X}{\partial y_i} < 0$)시킬 수 있다. 이는 곧 작물보험제도 도입이 비료 사용량을 감소시키기 위해서는 산출량의 조건부 밀도함수에 대한 비료 사용량의 한계효과가 반드시 음이어야 한다는 것을 의미한다.

2. 수확량 분포의 추정

앞 절에서 언급한 바와 같이 작물보험이 비료 사용량에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 무엇보다 우선적으로 주어진 비료 사용량에 따라 곡물의 수확량 분포가 어떻게 변화하는가를 알아야 한다. 즉, $dg(y|X)/dX$ 를 알아야 한다. 그런데 일반적으로 곡물의 수확량분포는 정규분포를 갖는 게 아니라 평균을 중심으로 한쪽으로 치우쳐진 분포⁵⁾를 갖는 것으로 알려져 있다. 이를 감안하여 본 연구에서는 곡물의 수확량분포를 추정하기 위해 Babcock & Hennessy (1996)에 따라 베타분포를 이용한다. 베타분포는 분포가 왼쪽으로 치우칠 수도 있고 오른쪽으로 치우칠 수도 있어 질소비료 사용량에 따른 곡물의 수확량분포를 잘 반영할 수 있기 때문이다. 본 연구에서 사용될 곡물의 수확량분포는 다음과 같다.

5) 오른쪽으로 치우칠 수도 있고 왼쪽으로 치우칠 수도 있다.

$$g(y|X) = \frac{\Gamma[p(X) + q(X)]}{\Gamma[p(X)]\Gamma[q(X)]} \frac{(y-a)^{p-1}(b-y)^{q-1}}{(b-a)^{p+q-2}}$$

$$a \leq y \leq b \quad (3)$$

곡물의 수확량분포가 어떤 형태를 띠는 것인가 하는 것은 식 (3)에 나타나 있는 상수 p, q 에 의해 결정된다. 따라서 식 (3)을 추정하기 위해서는 p, q 의 값이 추정되어야 하는데 이들 값을 다음을 통해 추정된다.

$$p = (p_0 + p_1\sqrt{X})^2 + p_2 \quad (4)$$

$$q = (q_0 + q_1\sqrt{X})^2 + q_2$$

Ⅲ. 분석방법

1. 작물의 가격과 수확량 자료 생성방법

작물보험제도가 비료 사용량에 어떤 효과를 미치는가를 살펴보기 위해서 본 연구에서는 모의 실험을 사용한다는 것은 이미 앞서 언급한 바 있다. 사실 많은 모의 실험에서는 의존관계에 있는 두 연속확률변수의 자료가 필요한 경우가 많다. 이와 같은 의존관계에 있는 두 연속확률변수에 대한 자료는 두 변수의 결합 확률밀도함수(joint density function)가 주어진다면 이로부터 쉽게 구할 수 있으나 대개의 경우 자료의 제약 때문에 이를 아는 것이 불가능할 때가 많다.⁶⁾ 이보다는 오히려 두 변수들의 주변확률밀도함수(marginal density function)와 두 변수의 의존도 혹은 상관관계가 알려져 있는 경우가 대부분이다.

6) 예컨대, 주식(stock)과 채권(bond) 수익률에 대한 결합확률분포는 자료의 제약 때문에 이를 알기가 어렵다.

본 연구의 모의 실험 분석을 위해 필요한 곡물의 가격 및 수확량에 대한 자료도 이런 경우에 해당된다. 다시 말해 곡물의 가격과 수확량 역시 자료의 제약 때문에 결합확률밀도함수의 형태를 추정하는 것이 불가능할 때가 많지만 각 변수들의 주변확률밀도함수는 대부분의 경우 주어진 자료를 통해 어떤 형태를 띠고 있는지를 알 수 있다. 앞서도 언급한 바 있듯이 주어진 자료를 분석한 결과 곡물의 가격은 대수정규분포(log-normal distribution)를, 수확량은 평균을 중심으로 한쪽으로 치우친 베타분포(beta distribution)⁷⁾를 띠고 있는 것으로 알려져 있다.

이와 같이 두 연속확률변수의 주변확률밀도함수와 두 변수간의 상관관계에 대한 정보가 주어져 있을 때 이로부터 두 변수들에 대한 자료를 만들기 위해 사용하는 방법으로 가중선형평균(weighted linear combination)법이 있다. 이 방법은 Johnson & Tenenbein (1981)에 의해 고안된 것인데 본 연구에서는 이를 이용해 모의 실험에 사용될 두 확률변수 (P, y)에 대한 자료를 만든다. 모의 실험에서 자료의 생성은 매우 중요하기 때문에 이하에서는 이를 보다 자세히 살펴본다.

Johnson & Tenenbein (1981)에 따라 다음과 같이 두 변수를 정의하자.

$$U = U' \quad (5)$$

$$V = cU' + (1 - c)V' \quad (6)$$

여기서 U' 과 V' 은 모두 표준정규분포⁸⁾를 갖는 *i.i.d* 확률변수이며 c 는 0과 1 사이의 값으로 두 변수 사이의 상관관계가 주어지면 이로부터 구해질 수 있다.

U' 과 V' 은 표준정규분포를 갖는다고 가정했기 때문에 이로부터 서로 독립

7) 보다 엄밀히 말하면 조건부베타분포를 이룬다. 왜냐하면, 비료 사용량 수준에 따라서 수확량 분포가 변하기 때문이다.

8) 이에 대해서는 Babcock & Hennessy (1996)를 참조하시오.

적인 두 확률변수 U 과 V 의 자료를 만들 수 있다. 따라서 곡물의 가격과 수확량 사이의 상관관계가 실제 자료로부터 계산되면 c 값이 계산되고 위에서 만들어진 두 자료와 이 값을 이용해서 식 (5)와 (6)으로부터 U, V 의 자료를 만들 수 있다.⁹⁾ 이 때 유념할 것은 이렇게 만들어진 자료는 더 이상 서로 독립이 아니라는 것이다.

이렇게 구해진 두 확률변수 U, V 는 표준정규분포를 갖게 되는데 이들의 분포함수(distribution function)를 각각 $H_1(U), H_2(U)$ 라 하면 이들의 구체적인 함수 형태는 다음과 같다.

$$H_1(U) = \Phi_1(U) \tag{7}$$

$$H_2(V) = \Phi_2\left(\frac{V}{\sqrt{c^2 + (1-c)^2}}\right) \tag{8}$$

한편, 곡물의 가격 P 와 수확량 y 는 각각 대수정규분포와 베타분포를 갖는 것은 앞서 언급한 바 있다. 이들의 확률밀도함수를 각각 $F_1(P), F_2(y)$ 라 하면 이들은 다음과 같이 표시된다.

$$F_1(P) = \frac{1}{P\sqrt{\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{(\log P - \xi)^2}{2\sigma^2}\right] \tag{9}$$

$$F_2(y|X) = \frac{\Gamma[p(X) + a(X)]}{\Gamma[p(X)]\Gamma[a(X)]} \frac{(y-a)^{p-1}(b-y)^{q-1}}{(b-a)^{p+q-2}} \tag{10}$$

$a \leq y \leq b$

따라서, 식 (7)과 식 (8)로부터 두 확률변수 U, V 에 해당하는 각각의 축적 확률(Cumulative value)의 값을 계산할 수 있고 이로부터 계산된 값은 식 (9) 와 식 (10)을 이용해서 P 와 y 의 자료를 만들 수 있다.¹⁰⁾ 즉,¹¹⁾

9) 이에 대한 보다 자세한 내용은 Johnson & Tenenbein (1981)을 참조하시오.

$$P = F_1^{-1}(\Phi_1(U)) \quad (11)$$

$$y = F_2^{-1}(1 - \Phi_2(V)) \quad (12)$$

2. 작물보험제도의 도입이 비료 사용량에 미치는 효과분석 방법

식 (11)과 식 (12)를 이용해서 곡물의 가격과 수확량에 대한 자료가 만들어지면 이를 기초로 작물보험제도의 도입이 비료 사용량에 미치는 효과를 분석할 수 있다. 보다 구체적으로 언급하면 작물보험제도의 도입이 비료 사용량에 미치는 효과는 작물보험제도가 도입되지 않았을 때 농민의 기대효용을 극대화시키는 비료 사용량과 작물보험제도가 도입되었을 경우 농민의 기대효용을 극대화시키는 비료 사용량을 비교함으로써 분석할 수 있다. 그런데 농민의 기대효용은 비료 사용량에 따라 달라지므로 비료 사용량이 x 라면 작물보험제도가 도입되지 않았을 때 농민의 기대효용은 다음과 같이 표시된다.

$$EU(X=x) = \frac{1}{1000} \sum_{i=1}^{1000} U(P_i y_i - P_x x_0) \quad (13)$$

각 비료 사용량에 대해 식 (13)을 계산하기 위해 필요한 자료는 P , y , P_x 인데 P_x 는 후술하겠지만 실질 자료를 통해 구할 수 있고, P 와 y 는 앞에서 언급하였듯이 식 (12)와 식 (13)을 이용해서 만들 수 있다. 그런데 이 때 하나 유념해야 할 사실은 각 비료 사용량에 대해 이들 값은 임의로 만들 수 있다는 것이다. 본 연구에서는 Babcock & Hennessy (1996)에 따라 이들 값을 각각 1,000개씩 만든다.

10) 앞서 언급한 바와 같이 식 (7)과 식 (8)에 있는 c 값은 두 변수의 상관관계가 주어지면 구할 수 있다.

11) 가격과 산출물 간의 상관관계가 음의 관계에 있기 때문에 $y = F_2^{-1}(\Phi_2(V))$ 대신에 $y = F_2^{-1}(1 - \Phi_2(V))$ 를 이용한다. Johnson & Tenenbein (1981)을 참조하시오.

반면 y_1 만큼의 작물보험제도가 도입될 경우 농민의 기대효용은 식 (14)로 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 EU(X=x) = & \frac{N_1}{1000} \sum_{i=1}^{N_1} U(P_i y_i + P_l(y_l - y_i) - P_X x) \\
 & + \frac{N_2}{1000} \sum_{i=1}^{N_2} U(P_i y_i - P_X x)
 \end{aligned} \tag{14}$$

식 (14)의 첫 번째 항은 실제 작물수확량이 작물보험량보다 작은 경우의 합이며, 두 번째 항은 실제 작물수확량이 작물보험량보다 큰 경우의 합이다. 그리고 N_1 은 관찰치 중 작물수확량이 작물보험량보다 작은 경우의 수를 나타내고 N_2 는 관찰치 중 작물수확량이 작물보험량보다 큰 경우의 수를 나타낸다.

IV. 자료 및 모의 실험 결과

1. 자 료

본 연구의 주목적은 작물보험제도를 도입했을 경우 적정 비료 사용량이 어떻게 변하는가를 보는데 있다. 이를 위해 본 장에서는 우리 나라의 대표적인 농산물인 쌀을 대상¹²⁾으로 작물보험제도의 유무가 적정 질소비료 사용량에 미치는 효과를 분석한다. 이를 위해 한국농촌경제연구원에서 제작한 「쌀 생산비 누계통계」에 이용된 원자료(raw data) 중에서 1996년과 1997년 경기도 지역의 310개의 자료를 이용하였다.

12) 미국의 경우 이와 관련된 대부분의 연구는 옥수수를 대상으로 하고 있는데 반해 본 연구에서는 쌀을 연구의 대상으로 한다. 그 이유는 앞선 언급한 것처럼 쌀은 우리 나라의 대표적인 농작물일 뿐만 아니라 다른 농작물에 비해 자료 축적이 비교적 잘되어 있기 때문이다.

본 연구에서 사용될 가장 중요한 자료는 쌀 수확량과 비료 사용량이며 비료 사용량으로는 질소비료 사용량이 이용된다는 것은 이미 언급한 바 있다. 많은 비료들 중 질소비료가 사용된 이유는 두 가지로 요약할 수 있다. 하나는 수확량과 가장 밀접한 관련이 있기 때문이며, 다른 하나는 토양을 가장 많이 오염시키기 때문이다. 그런데 여기서 하나 유념해야 할 점은 현재 우리 나라에서 사용되고 있는 비료들 중에는 100% 질소 성분만을 함유하고 있는 것은 없기 때문에 1996년과 1997년 농가조사 자료에 있는 비료 사용량은 정확한 질소 사용량이라고 볼 수 없다는 것이다. 이를 감안하여 본 연구에서는 각 비료의 질소 성분 함유량 비율과 비료 사용량을 곱한 값을 질소 비료량으로 사용하였다. 우선 단비에 속하는 요소비료, 유안비료, 기타비료는 이들 비료에서 질소가 차지하는 비율이 각각 46%, 21%, 20%이기 때문에¹³⁾ 이들 비율을 적용하였고, 질소·인산·가리로 구성된 복합비료는 각 비료들마다 이들 비율이 다르다는 점을 감안하여 각 비료마다 명시된 비율을 사용하였다.¹⁴⁾

2. 쌀 수확량 분포 추정

작물보험제도의 유무가 비료 사용량에 어떤 효과를 미치는가를 분석함에 있어 우선적으로 보아야 할 것은 제Ⅱ장에서 살펴본 바 있듯이 작물 생산량의 분포형태였다. 왜냐하면, 분포 형태가 추정되면 이로부터 비료 사용량의 변화가 보험금이 지불될 확률에 어떠한 효과를 미치는가를 분석할 수 있고 이를 기초로 작물보험제도의 도입이 비료사용량을 증가시킬지 아니면 감소시킬지를 판단할 수 있기 때문이다.¹⁵⁾

이에 따라 먼저 쌀 수확량의 분포를 추정한다. 이를 추정함에 있어 우리는

13) 단비에서 기타비료는 농약을 전공한 사람과의 대화로 질소성분을 20%로 하면 무리가 없을 것이라고 하였다.

14) 복합비료는 이들의 비율에 따라 21-17-17, 17-21-17, 18-0-18로 구분할 수 있다.

15) 이에 대해서는 제Ⅱ장을 참조하시오.

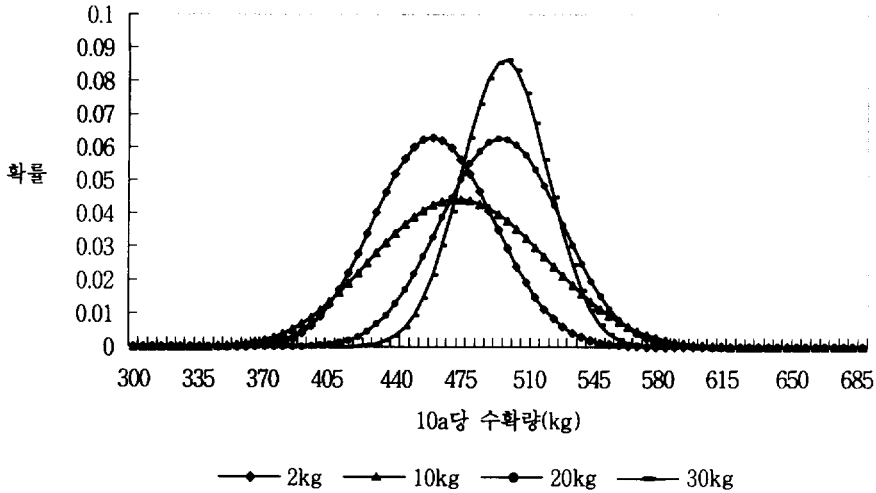
〈표 1〉 조건부 베타분포의 추정치

	계 수	표준요차
p0	5.7624	2.7677
p1	-2.0619	0.68867
p2	8.5779	1.6725
q0	6.4473	3.0377
q1	-2.1101	0.77256
q2	10.825	1.4555

다음의 두 가지 사실을 이용한다. ① 1996년과 1997년 농가조사를 분석한 결과 농가의 쌀 수확량 분포는 10a당 300kg에서 700kg의 범위에 있었기 때문에 300kg을 최소 생산량으로 700kg을 최대 생산량으로 이용한다. ② 앞서 작물분포는 베타분포를 먼다고 가정하였으므로 쌀 수확량 분포도 역시 베타분포를 가진다고 가정한다. 이러한 사실들을 기초로 하여 식 (3)과 식 (4)를 이용해서 쌀의 조건부 베타분포를 추정한 결과는 <표 1>에, 이들 추정된 계수로부터 질소비료 사용량에 따른 생산량 분포의 변화는 <그림 1>에 각각 나타나 있다. 이를 상술하면 <그림 1>에는 10a당 질소비료의 사용량이 2kg, 10kg, 20kg, 30kg인 네 가지 경우의 10a당 쌀 생산량 분포가 각각 나타나 있다. 이와 같이 네 가지 경우가 고려된 것은 1996년과 1997년의 농가자료 분석결과 10a당 질소비료 사용량이 3.0~25.4kg인 것으로 나타나 이를 반영하기 위해서이다.

<그림 1>에 따르면 질소비료 투입량이 증대되면서 평균 쌀 생산량은 계속적으로 증가하고 있는 것으로 나타났다. 이는 곧 질소비료 사용량의 증가는 생산량이 y_1 이하로 생산될 가능성을 감소시켜 작물보험이 도입된다면 질소비료 사용량이 작아질 수도 있다는 것을 의미한다. 다시 말해 <그림 1>에 나타난 결과는 작물보험제도 도입이 비료 사용량을 감소시키기 위해서는 산출량의 조건부 밀도함수에 대한 비료 사용량의 한계효과가 반드시 음(-)이어야 한다는 필요조건을 충족시켜 준다(제Ⅱ장 참조).

〈그림 1〉 질소비료가 쌀 생산량 분포에 미치는 영향



3. 질소비료 사용량 추정

본 연구의 주목적은 쌀 보험제도 도입이 비료 사용량이 어떻게 변하는지를 알아보는 것이다. 이는 식 (13)과 (14)를 이용해서 쌀 보험제도가 없을 경우와 있을 경우의 적정 비료 사용량을 각각 구하고 이를 비교함으로써 알 수 있다. 이 두 식을 보면 알 수 있겠지만 이를 계산하기 위해서는 질소비료의 가격이 필요하다. 그런데 문제는 앞서 언급한 것처럼 질소 함유량이 100%인 비료는 생산되지 않기 때문에 질소비료의 시장가격이 존재하지 않는다는 것이다. 이런 문제점 때문에 본 연구에서는 헤도닉 가격모형(Hedonic price model)을 이용해 질소비료 가격을 추정한다. 즉, 비료는 질소·인산·가리로 구성되어 있기 때문에 비료 가격은 이들의 특성에 따라 결정된다고 가정하고 이를 통해 질소비료 가격을 구한다.

식 (15)에는 1998년 자료(농림부, 「농림업 주요통계」)를 이용하여 비료가격

을 추정한 결과가 나타나 있다. 그러나 이들 가격은 정부의 보조가 포함된 가격이기 때문에 각 비료의 농가 구입가격에 정부보조를 합한 금액을 이용하여 추정하였다. 따라서 여기서 이용한 비료가격은 판매원가의 개념으로 볼 수 있다. 이 결과에 따르면 질소·인·加里 함유량이 각각 1kg 증가할 때마다 비료 판매원가는 700.55원, 357.44원, 1144.44원 증가하는 것으로 나타났는데, 본 연구에서는 이를 이용하여 질소비료 판매원가 770원/kg에서 정부의 평균적인 보조율 20%를 감안하여 583원/kg인 것으로 설정하였다.¹⁶⁾

$$\widehat{PF}_i = \underset{(109.5)}{700.55}N_i + \underset{(219.8)}{357.44}P_i + \underset{(221.6)}{1144.44}K_i \quad (15)$$

PF = 비료가격

N = 질소 함유량

P = 인산 함유량

K = 가리 함유량

괄호 안의 수치는 표준오차

우리 나라의 경우 아직 작물보험제도가 도입된 적이 없기 때문에 식 (13)과 식 (14)를 계산하기 위해서는 가상적인 자료가 이용될 수밖에 없다. 이들 자료는 앞의 식 (5)~(12)를 이용해서 각 비료 사용량에 대해 1,000개의 가격과 수확량의 자료가 만들어진다. 이와 같이 만들어진 자료와 각 비료 사용량을 식 (13)과 식 (14)에 대입하여 기대효율을 극대화하는 비료 사용량과 산출량을 계산한다.¹⁷⁾ 그런데 이러한 자료를 만들기 위해서 우선적으로 해야 할 일은 앞서

16) 질소비료 가격은 질소만을 포함한 단비의 가격을 이용하기도 한다. 이 경우 질소만을 포함한 요소비료의 1kg 함유량당 가격이 576원인 것으로 계산되어 여기서 구한 가격과 큰 차이가 없는 것으로 볼 수 있다.

17) 최적의 질소비료 사용량은 다음과 같이 두 단계의 추정에 의해 행하여졌다. 먼저 질소비료 100~500kg 사이에서 질소비료를 5kg씩 증대시켜 식 (4.10)이나 (4.11)이 극대가 되는 질소비료 사용량을 구한다. 이 과정에서 최적의 질소비료 사용량을 X^* 라 할 때, 다음 단계에서는 비료 사용량이 $X^* - 5$ 와 $X^* + 5$ 사이에서 질소비료 사용량을 1kg씩 증대시켜 기대효

언급한 바 있듯이 두 변수간의 상관관계, 즉 쌀 가격과 생산량 간의 Spearman's Rank 상관계수를 구하는 것이다.¹⁸⁾

쌀 가격과 단위 면적당 생산량 간의 Spearman's Rank 상관계수를 구하면 우리 나라의 경우 일반적으로 생각되는 바와는 달리 양의 관계를 보인다. 이는 우리 나라의 경우 쌀 가격은 단위 면적당 생산량뿐만 아니라 다른 많은 요인들에 의해서도 영향을 받는다는 것을 의미한다. 우리 나라의 특수한 사정을 감안해 본다면 단위 면적당 쌀 생산량뿐만 아니라 정부에 의한 수매와 방출량이 얼마인가, 재배면적이 얼마인가, 그리고 가격 이외의 요인에 의해 쌀 소비량이 얼마나 변하는가¹⁹⁾ 등도 쌀 가격에 영향을 미칠 수 있다는 사실을 쉽게 짐작할 수 있다. 따라서 우리 나라의 경우 쌀 가격과 단위당 생산량 간의 Spearman's Rank 상관계수는 가격 변화 중 생산량 변화에 기인한 변화분만을 뽑아서 이와 단위당 생산량과의 관계로 계산되는 것이 타당할 것이다. 이를 위해서는 단위당 생산량뿐만 아니라 앞서 언급한 여러 변수들이 쌀 가격 추정식에 포함되어야 한다. 그런데 이러한 요인들을 모두 고려하여 추정하는 것은 매우 어려운 과제일 뿐만 아니라 이 연구의 주관심사에서 벗어나는 것이기 때문에 여기서는 총 소비량에서 정부의 쌀 재고가 차지하는 비중을 가격 이외의 요인들을 설명할 수 있는 대리변수로 이용한다. 쌀 가격을 p , 10a당 생산량을 y , 그리고 총소비량에서 정부재고가 차지하는 비중을 k 라 하고, 쌀 가격은 10a당 생산량과 총소

용이 극대가 되는 비료 사용량을 구하였다. 두 경우 모두 질소비료 사용량에 따른 기대효용이 strictly concave한 그림을 나타내고 있어 여기서 구한 질소비료 사용량은 global optimal인 것으로 볼 수 있다.

18) Spearman's Rank 상관계수가 이용된 이유에 대해서는 Johnson & Tenenbein (1981)을 참조하시오.

19) 1인당 쌀 소비량은 1979년 131kg을 정점으로 매년 감소하여 1999년에는 약 96kg을 보이고 있다. 가격이나 소득에 의해 소비량이 변화된 부분은 매우 작은 것으로 보인다. 이는 우리가 쌀 소비를 할 때 쌀 가격과 소득에 의해 얼마나 영향을 받는가를 생각하면 알 수 있을 것이다. 대부분의 소비량 변화는 식생활이 서구화되는 과정으로 설명되거나, 에너지 섭취량이 포화상태에서 추가적인 지출이 에너지 지향적에서 맛 지향적으로 바뀌면서 소비량이 변한 것으로 보인다.

비량에서 정부재고가 차지하는 비중과 선형관계에 있다고 가정하여 1985년 이후 1997년까지의 자료(농림부, 「농림업 주요통계」)를 이용하여 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\hat{p}_i = 1.3014 - 0.00046494y_i - 0.48040k_i$$

$$(0.3266) \quad (0.0006342) \quad (0.1753) \quad (16)$$

$$R^2 = 0.4324$$

앞서 언급한 바와 같이 쌀 가격과 단위 면적당 생산량 간의 Spearman's Rank 상관계수를 정확히 계산하기 위해서는 여러 요인 중 단위당 생산량의 변화에 기인한 가격의 변화분만을 추출해야 하는데 이는 식 (16)을 이용해서 추정된 가격에서 총소비량에서 정부재고가 차지하는 비중에 의해 가격이 변한 부분을 뺀으로써 구해질 수 있다. 이렇게 구해진 쌀 가격과 10a당 생산량 간의 Spearman Rank 상관계수를 구해 보면 -0.2307인 것으로 계산되었고 Mathematica 프로그램을 이용해서 이에 대응되는 c 의 값은 0.204013인 것으로 계산되었다.

쌀 생산량은 조건부 베타분포를, 가격은 대수정규분포를 이룬다고 가정하고 위에서 계산된 c 의 값을 이용하면, 식 (9)와 (10)을 사용해서 식 (13)과 식 (14)의 계산에 사용될 자료를 만들 수 있다. 그런데 식 (9)를 보면 알 수 있듯이 이의 계산을 위해서는 쌀 가격에 대수를 취한 값의 표준편차와 평균 쌀 가격을 알아야 한다. 이들 값은 1996년~1997년 자료를 이용해서 계산되었는데 계산결과 표준편차는 0.0032006이었으며 평균 쌀 가격은 1,687원/kg인 것으로 나타났다.

지금까지의 정보를 가지고 작물보험이 도입되지 않았을 경우는 식 (13)을 작물보험이 존재할 경우는 식 (14)를 가지고 기대효용을 극대화하는 비료의 양을 추정할 수 있다. 그런데 여기서 생각해 볼 수 있는 하나의 사실은 작물보험이 도입되더라도 농민이 불확실성에 대해 느끼는 정도에 따라 그 반응은 달라질

수도 있다는 것이다. 본 연구에서는 이를 보기 위해 기대효용을 위험 중립적인 경우, 상대위험회피계수가 일정한 CRRA(constant relative risk aversion) 효용함수인 경우, 절대위험회피계수가 일정한 CARA(constant absolute risk aversion) 효용함수인 경우로 나누고 각각의 경우 비료 사용량이 어떻게 변하는지를 살펴본다.

$$CRRA : U(\pi) = \log(\pi) \quad (17)$$

$$CARA : U(\pi) = -e^{-A\pi} \quad (18)$$

여기서 π 는 10a당 쌀 소득에서 질소비료 지출을 제외한 이윤을 나타내고, A 는 절대위험회피계수를 나타낸다.

Babcock, Choi & Feinerman (1993)은 확실한 소득 w 와 불확실한 소득 z 를 갖는 경제주체를 고려하여 절대위험회피계수를 추정하고 있다. 그들은 불확실한 소득 z 가 h 와 $-h$ 가 될 확률이 모두 0.5로 같고 CARA 효용함수를 갖는다고 가정하여 $0.5u(w+h) + 0.5u(w-h) = u(w-\theta h)$ 가 되도록 하는 등식을 구함으로써 절대위험회피계수를 추정하는 식을 다음과 같이 도출하였다.

$$\theta(A, h) = \frac{\ln[0.5(e^{-Ah} + e^{Ah})]}{Ah} \quad (19)$$

식 (19)에 의하면 절대위험회피계수는 측정되는 단위에 의해 영향을 받는다. 화폐의 단위를 원화로 측정하는가 아니면 달러로 측정하는가에 따라 절대위험회피계수는 다르게 나타나야 한다는 것을 의미한다. 따라서 미국 농민의 절대위험회피계수가 0.01이라고 하고, 원-달러 환율이 1,100원/달러이고 h 의 단위가 원화라면 절대위험회피계수는 0.01/1,100이 되어야 한다.

만약, 한국과 미국 농민들의 위험회피 정도가 같다고 한다면(Babcock & Hennessy는 0.01과 0.0046인 경우를 대입하였음) 위의 h 가 원화로 측정되는

〈표 2〉 적정 질소비료 투입량과 생산량

	보험이 없을 때		작물보험(90%)		작물보험(95%)	
	x^*	\bar{Y}	x^*	\bar{Y}	x^*	\bar{Y}
	kg/1ha	kg/10a	kg/1ha	kg/10a	kg/1ha	kg/10a
위험중립적	228.9	503.86	218.7 (-4.46)	503.47 (-0.08)	183.7 (19.74)	501.11 (-0.55)
CRRA	233.6	504.01	222.6 (-4.71)	503.63 (-0.08)	185.3 (-20.68)	501.26 (-0.55)
CARA (A=0.0046/1,100)	245.1	504.30	233.4 (-4.77)	504.00 (-0.06)	191.2 (-21.99)	501.79 (-0.50)
CARA (A=0.01/1,100)	262.9	504.60	249.8 (-4.98)	504.40 (0.04)	198.4 (24.53)	502.34 (-0.45)

주: 1) 90%와 95%는 coverage rate를 나타냄.

2) 괄호 안의 수치는 보험이 없을 때에 비해 보험이 있다면 질소비료 사용량과 수확량이 몇 % 변하는가를 나타냄.

경우 절대위험회피계수는 0.01/1,100과 0.0046/1,100이 이용되어야 할 것이다.

최근 사공 용과 김명환(2000)은 30명의 쌀 농가를 대상으로 절대위험회피계수를 계측한 결과, 미국 농민들을 대상으로 측정한 절대위험회피계수의 범위 내에 들어간다는 것을 보였다. 따라서 본 연구에서는 절대위험회피계수가 0.01/1,100과 0.0046/1,100을 이용한다.

〈표 2〉에는 작물보험제도가 없는 경우와 작물보험제도가 있는 경우의 1ha당 적정 질소비료 사용량과 10a당 평균 생산량을 계산한 결과가 나타나 있다. 작물보험제도가 있는 경우는 보장된 수확량 y_1 이 평균 생산량의 86%까지는 질소비료 사용량이나 생산량에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 쌀의 생산 변동성이 그리 크지 않기 때문인 것으로 사료된다. 따라서 〈표 2〉에서는 보장된 수확량 y_1 이 평균 생산량의 90%일 때와 95%일 때를 상정하여 계산하

였다.

<표 2>에 따르면 작물보험이 없을 때 1ha당 적정 질소비료 사용량은 위험중립적이라면 228.9kg, CRRRA 효용함수의 경우에는 233.6kg, 그리고 CARA 효용함수의 경우에는 245.1~262.9kg인 것으로 나타났다. 반면 작물보험이 90%일 때는 보험제도가 없을 때에 비해 질소비료 사용량이 4.46~4.98% 줄어들고, 작물보험이 95%일 때는 19.74~24.53% 줄어드는 것으로 계측되었다. 따라서 작물보험제도를 도입할 경우가 그렇지 않은 경우보다 질소비료 사용량이 줄어든다는 것을 알 수 있다. 따라서 이로부터 결론지을 수 있는 하나의 사실은 작물보험제도의 도입은 적정 질소비료 사용량을 감소시키고 이를 통해 농촌 지역의 오염을 개선시킬 수 있다는 것이다.

이 외에도 <표 2>를 통해 알 수 있는 또 하나의 사실은 작물보험제도 도입시 위험에 대한 회피 정도에 따라서도 그 효과는 달라질 수 있다는 것이다. 즉, 이 표를 보면 위험 회피적인 농가가 위험 중립적인 농가에 비해 작물보험제도 도입시 질소비료 사용량을 보다 많이 줄이는 것으로 나타났는데, 이는 식 (4)와도 일치하는 것이다.²⁰⁾

V. 요약 및 결론

본 연구의 주목적은 앞서도 여러 번 언급하였듯이 작물보험제도 도입시 적정 비료 사용량이 어떻게 변하는가를 보는 것이었다. 이를 위해 본 연구에서는 우리나라의 대표적인 농작물인 쌀을 대상으로 작물보험제도 도입에 따른 적정 질소비료 사용량의 변화를 살펴보았다. 1996년부터 1997년까지의 농가조사 자료를 사용해서 이를 추정한 주요 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다.

20) 이 결과는 Babcock & Hennessy (1996)와도 일치한다.

- ① 작물보험이 없을 때의 1ha당 적정 질소비료 사용량은 위험 중립적인 경우는 228.9kg이고 위험 회피적인 경우는 233.6~262.9kg이다. 반면 작물보험이 90%일 때는 각각의 경우 218.7kg과 226.6~249.8kg으로 비료 사용량이 4.46~4.98% 줄어들게 된다. 그리고 작물보험이 90%일 때는 각각 183.7kg과 185.3~198.4kg으로 질소비료 사용량이 19.74~24.53% 줄어드는 것으로 나타나 작물보험 도입시 적정 질소비료 사용량이 줄어드는 것으로 나타났다.
- ② 또한 그 정도는 작물보험의 정도가 높으면 높을수록 그리고 위험회피 정도가 크면 클수록 커진다.

이러한 결과로부터 우리는 작물보험을 도입할 경우 적정비료 사용량을 감소시킬 수 있고 따라서 작물보험제도는 농촌 지역의 오염을 개선시키는 한 방법이 될 수 있음을 알 수 있다. 그러나 이러한 사실이 농촌지역의 오염을 감소시키기 위한 최적의 방법이 작물보험제도라는 것을 의미하지는 않는다. 왜냐하면, 비료 사용량을 감소시키는 방법에는 작물보험제도뿐만 아니라 제품부담금이나 소득보험제도 등을 포함한 여러 방안이 있기 때문에 최적의 방안을 도출하기 위해서는 이들 방안이 모두 고려되어야 하기 때문이다.

◎ 참고 문헌 ◎

1. 사공 용 · 김명환, "수매제의 역할과 효율성", 미발표 논문, 2000.
2. 농림부, 「농림업 주요통계」, 각 연도.
3. Babcock, B. A., Choi, E. and E. Feinerman, "Risk and Probability Premiums for CARA Utility Functions," *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 18, 1993, pp. 17~24.
4. Babcock, B. A. and D. A. Hennessy, "Input Demand Under Yield and Revenue

- Insurance,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, 1996, pp. 416~427.
5. Coble, K. H., Knight, T. O., Pope, R. D. and J. R. Williams, “Modelling Farm-Level Crop Insurance Demand with Panel Data,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, 1996, pp. 439~447.
 6. Johnson, M. E. and A. Tenenbein, “A Bivariate Distribution Family With Specified Marginals,” *Journal of American Statist. Association*, Vol. 76, 1981, pp. 198~201.
 7. Horowitz, J. K. and E. Lichtenberg, “Insurance, Moral Hazard, and Chemical Use in Agriculture,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75, 1993, pp. 926~935.
 8. Lapan, H. and G. Moschini, “Futures Hedging Under Price, Basis, and Production Risk,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, 1994, pp. 465~477.
 9. Quiggin, J., Karagiannis, G. and J. Stanton, “Crop Insurance and Crop Production: An Empirical Study of Moral Hazard and Adverse Selection,” *Australian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 37, 1993, pp. 95~113.
 10. Smith, V. H. and B. K. Goodwin, “Crop Insurance, Moral Hazard and Agricultural Chemical Use,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, 1996, pp. 428~438.
 11. OECD, *Agricultural Policies in OECD Countries*, 1999.

ABSTRACT

The Study on the Effect of Yield Insurance
on Nitrogen Fertilizer in Korea

Yong Sakong · Hong-kyun Kim

The study examines the relation between yield insurance and nitrogen fertilizer in Korea. Since the yield insurance has never been introduced in Korea, the simulation method developed by Babcock & Hennessy is used to see the effect. From the simulation, we obtained the following results:

- ① When a farmer is assumed to have a risk-neutral utility function, the yield insurance reduces nitrogen fertilizer by 19.74%
- ② When a farmer is assumed to have a risk-averse utility function, the yield insurance reduces nitrogen fertilizer by 24.53%