

## 지역단위 최적화모형을 이용한 농업생산자 위험선호도와 생산반응 분석

권오상 · 이승호\*

서울대학교 농경제사회학부 교수 겸 농업생명과학연구원 겸무원연구원

\*서울대학교 농경제사회학부 박사과정

### Estimating Producer Risk Preferences and Production Responses using a Regional Optimization Model

Kwon, Oh-Sang · Lee, Seoungho\*

*Professor, Department. of Agricultural Economics and Rural Development and Research Institute of  
Agriculture and Life Sciences, Seoul National University*

*\*Ph. D. Student, Department. of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National University*

**ABSTRACT** : The purpose of this study is constructing a regional-level crop acreage choice model incorporating the impacts of producer risk aversion, and applying the constructed model to the Korean policy that promotes rice paddy conversion into non-rice crop fields. The study adopts the approach of Paris (2018) which estimates the absolute risk aversion coefficient inside of a positive mathematical programming model. A panel data set of 143 cities/counties is used for the empirical study where agricultural land in each region is allocated to 8 crops. Our estimated absolute risk aversion coefficients are smaller than those of Paris (2018), but are a little bit larger than those of the existing Korea studies based on survey or econometric methods. We found that there are close relationships among the estimated risk aversion, regional characteristics, and farming patterns. We also found that incorporating the estimated risk attitudes results in substantial differences in the impacts of the rice paddy conversion policy.

**Key words** : Risk Preferences, Production Responses, Positive Mathematical Programming, Regional Production Data

## I. 서 론

지역단위 농업생산은 개별생산자의 생산행위와 마찬가지로 생산 종료 시 형성될 산출물의 가격이 완전히 알려지지 않은 상태에서도 의사결정이 이루어져야 하고, 기상조건이나 병해충의 영향 때문에 최종 생산량 역시 불확실한 상태에서 시작되어야 한다. 이러한 생산성 및 가격측면의 불확실성은 지역 농업소득 자체를 불확실하게 만들기 때문에 지역주민의 후생을 떨어뜨리는 큰 요인이 된다. 하지만 생산자들은 그러한 불확실성을 수동적으로 받아들이기보다는 생산의사결정에 반영하는 행위

도 한다. 따라서 농업생산자가 처하는 불확실성의 정도는 물론이고, 생산자들이 그러한 불확실성을 어떻게 의사결정에 반영하는지를 분석하는 것은 중요한 연구 주제이다.

시군이나 도와 같은 지역단위 농업이 부존자원, 특히 농지를 배분하여 작물을 생산하는 행위에 대한 분석은 국내에서도 Lee et al.(2017), Kwon et al.(2019) 등에 의해 연구된 바가 있지만 이들 연구는 본고가 중요하게 생각하는 생산가격의 불확실성을 반영하는 분석을 하지는 못하였다. 국내 연구를 찾기는 어려우나, 최적화 모형에 가격위험 등을 반영하여 농업정책의 영향 등을 분석하는 것은 Anderson et al.(1977)이나 Hazell and Norton(1986)과 같은 고전적 연구들이 이미 시행한 바가 있다. 이 연구들은 불확실성을 생산자들이 회피하고자 하는 정도, 즉 위험회피도를 반영하도록 목적함수를 2차(quadratic)함수

Corresponding author : Kwon, Oh-Sang

Tel : 02-880-4728

E-mail : kohsang@snu.ac.kr

로 변형하여 분석하는 절차를 사용한다. 하지만 이때 위험회피도 계수를 자의적으로 설정하거나 아니면 분석대상 지역/생산자의 생산자료와는 일관성이 담보되지 않은 문헌조사 등을 통해 이 지수를 얻는 것이 한계로 지적된다. 따라서 최적화 모형을 구축하되, 자료와 일관성을 가지도록 생산자의 위험선호(risk preference) 혹은 위험태도(risk attitude)를 동시에 분석하여 모형에 반영하는 방식을 검토할 필요가 있다.

본고는 이러한 목적을 달성하고자, 한국의 2010, 2015년 두 해의 시군별 농업생산자료를 활용하여 지역별 최적 농지이용형태를 모형화한다. 또한 이러한 모형화에 필요한 위험선호도는 관측되는 지역별 생산자료와 일관성을 가지도록 모형 내에서 도출하는 Paris(2018)의 최근 분석법을 변형·적용하여 추정한다. 그리고 이렇게 구축된 모형을 이용해 불확실성 하에서 정부가 도입하는 발작물로의 전환을 유도하는 지원금 제도에 대한 각 지역의 반응도를 도출하고자 한다.

생산자의 위험태도 추정과 관련해서는, 설문조사나 실험경제학적 방법이 오래전부터 사용되어왔다. 즉 절대위험회피도(absolute risk aversion)나 상대위험회피도(relative risk aversion)가 일정한 값을 가지도록 설정된 효용함수를 가정하고 실험 등을 통해 효용함수에서의 해당 파라미터 값을 도출하는 방식을 사용한다. 이러한 방법이 농업생산자나 여타 의사결정자에게 적용되는 방식과 사례에 대해서는 Anderson et al.(1977), Hardaker et al.(2015), Holt and Laury(2014) 등이 자세히 설명하고 있다.

생산자의 위험태도와 관련하여 농업경제학자들이 특별히 발전시킨 또 다른 분석법은 생산자의 위험선호도와 생산행위선택을 동시에 분석하는 것이다(Moschini and Hennessy 2001; Pope and Saha 2002; Love and Buccola 1991; Chavas and Holt 1996; Saha et al. 1994; Kumbhakar 2002). 이 방법은 예를 들면 생산기술로 생산위험요인까지 포함하는 Just and Pope(1978)의 생산함수를 설정하고, 효용함수로는 절대위험회피도와 상대위험회피도가 일정하거나 혹은 소득에 따라 달라질 수도 있는 함수를 설정하여 분석을 행한다. 이 경우 기대효용극대화를 위한 필요조건을 생산기술함수와 함께 동시에 추정하는 절차를 밟는다.

한국의 경우 최근 중요한 정책으로 자리 잡은 농작물 재해보험의 설계나 효과 분석, 여타 농업 관련 정책효과 분석 등을 위해 생산자의 위험선호도 정보에 대한 수요가 높아졌지만, 이를 엄밀하게 추정하는 연구는 많이 진행되지 않았다. 다만 Yu et al.(2016), Lin et al.(2015), Ji and Kim(2010), Ahn and Kim(2002) 등의 연구가 설문조사법을 이용해 채소류나 과일류 생산자의 위험선호도를

분석한 바가 있다. 그리고 생산기술의 특성과 위험선호도를 동시에 분석한 연구로는 Kwon(2002)의 시도가 유일한 것으로 보인다. 이 연구는 Just and Pope(1978)의 생산위험 하의 생산함수를 설정하고, 이 함수의 추정과 위험회피도 추정을 동시에 진행한다. 하지만 이 연구는 쌀 생산비 자료만을 사용하여, 다품목을 생산하는 농가의 특성을 반영하지 못했다는 한계를 가진다.

본고가 주목하는 새로운 관련 연구로서 Paris(2018)의 최적화모형 연구가 있다. 기존의 최적화모형들이 생산자료와는 별개로 기존 문헌이나 설문조사를 통해 얻어진 위험회피계수를 반영해 위험 하의 의사결정을 분석해 왔지만, 이 연구는 최적화모형 자체에 쌍대성(duality)원리를 적절히 적용할 경우 실제 생산자료와 일치하는 위험회피도 추정치를 도출할 수 있음을 처음으로 보여주었다. 이 방법은 아울러 최적화모형 구축과정에 반영되는 불확실성의 정도나 경영위험이 발생하는 빈도 등이 위험회피도 추정치에 미치는 영향을 파악할 수 있게 하며, 또한 단계적 분석을 통해 위험회피도 추정에 사용된 생산자료를 그대로 이용해 정책효과를 분석하게도 한다. 그리고 이 방법은 지역농업 생산자료에 적용할 경우에는 기존 연구와 달리 개별 생산자가 아닌 지역단위 생산자 위험회피도를 도출할 수 있다.

Paris(2018)의 방법은 이상과 같은 장점을 가지지만 아직 본격적으로 현실 경제분석에 사용되지는 않았다. Paris(2018)의 연구 자체가 미국 캘리포니아의 소수 농가 자료를 시험적으로 적용해보는 수준의 분석만 진행하였다. 본고는 이 방법을 한국의 시군별 농업생산자료, 특히 8가지로 분류된 작목 군에 대해 농지를 최적으로 배정하는 문제에 적용하며, 이 과정에서 시군단위의 위험회피도와 생산특성을 분석하고자 한다. 본 연구는 Paris(2018)의 제안을 자료의 특성에 맞게 적용하여 위험회피도를 추정하고 그 특성을 검토한 후, 이를 이어지는 최적화모형 분석에 반영하여 정책에 대한 반응도 도출하며, 이 과정에서 위험선호도를 반영하는 것이 어떤 역할을 하는지를 확인하고자 한다. 정책으로서는 2018년부터 정부가 시행하고 있는 쌀직불제 대상농가가 발작물로 품목전환을 할 경우 지원하는 정책, 즉 “논 타작물 전환 지원정책”의 효과를 분석한다.

제II장은 Paris(2018)에 기반을 두되, 본고 나름의 방식으로 변형하여 설정한 단계별 분석모형을 설명한다. 제III장은 분석을 위해 구축된 자료와 위험회피도 추정결과를 설명한다. 제IV장은 정책에 대한 생산반응을 분석하며, 그 의미를 해석한다. 마지막 제V장은 분석결과를 요약하고 결론을 내린다.

## II. 모형의 구축

본고의 목적은 크게 두 가지로서, 첫째, 관측가능한 자료를 이용해 생산자의 실제 선택행위와 일치하면서도 위험선호도를 내생적으로 도출하고, 둘째, 추정된 위험선호도를 반영하여 위험 하의 생산자의사결정을 실제로 분석하는 것이다.

### 1. 위험선호도의 도출

$M$ 가지 품목을 선택하여 생산할 수 있는 생산자가  $N$ 가지의 투입요소를 선택한다고 하자.<sup>1)</sup> 이  $N$ 가지의 투입물 중 첫 번째 투입물을 각 품목에 대한 토지 할당량이라 하고 이를 벡터  $x \in R_+^M$ 으로 나타내자. 본 연구는 각 시군에서 이용가능한 농지면적을 8가지 작물 군으로 배정하는 행위를 분석한다. 즉  $m$ 은 총  $M$ 개의 작물 군 중  $m$ 번째 작물 군이다. 각 작물 군에는 여러 세부 작물이 포함되고, 지역별로 각 세부 품목이 작물 군에서 차지하는 비중도 상이하므로 생산량을 물량 단위로 측정하여 작물 군별 총생산량을 측정하기는 쉽지 않다. 따라서 최적화모형들이 일반적으로 취하는 방식을 따라서 각 작물 군의 생산량을 해당 작물 군에 배정된 토지면적으로 측정한다.

토지 외의 노동, 자본, 중간재의 투입량도 세부 작물별로 다르기 때문에 정확한 수량집계가 어려운데, 농업생산비 자료를 통해 파악한 비용이 각각 단위면적당 일정하게 투입되는 일종의 레온티에프 생산기술을 가정한다(Mérel et al., 2011; Mérel and Bucaram, 2010; Kwon et al., 2019). 품목별 단위 면적당 판매액에서 노동, 자본, 중간재의 투입비용을 빼 준 순가격(net price)을  $p \in R_+^M$ 라 하고 그 기댓값을  $\bar{p}$ 라 하자. 순가격(이하 가격)은 불확실성을 가지는 확률변수로서 그 분산-공분산 행렬은  $\Sigma_p$ 와 같다.

특정 지역이 보유한 토지면적을  $b \in R_+$ 라 하고, 생산 단위당 필요 토지면적을 벡터  $A^T \in R_+^M$ 로 나타내면 토지면적제약은  $Ax \leq b$ 와 같아야 한다. 하지만 본고에서는 생산량 자체가 생산에 할당된 토지면적으로 측정되므로  $A$ 는 그 값이 모두 1인 행벡터라 간주해도 된다. 이러한 토지면적 제약 하에서 생산자는 기대이윤을 극대화하는데, 기대이윤  $E u(\pi)$ 는 실현되는 가격의 확률분포를 반영하여 도출되어야 하지만, 효용함수가  $u(\pi) = -\exp(-\phi\pi)$ 와 같은 음지수(negative exponential)형태를 지니고 가격변수가 정규분포를 따를 경우 기대효용 대신 소득의 확실등가

$CE = \bar{\pi} - \frac{\phi}{2} \sigma_\pi^2$ 를 극대화할 수 있음이 잘 알려져 있다.

여기에서  $\phi$ 는 절대위험회피도, 즉  $-\frac{u''(\pi)}{u'(\pi)}$ 이므로 이 효용함수는 불변절대위험회피(constant absolute measure of risk aversion, CARA)라는 위험선호에 대한 제약을 가한다.

$y^0$ 를 관측되는 토지용역비라 하면 이상의 가정에서 생산자는 구체적으로  $CE = \bar{p}^T x - \frac{\phi}{2} x^T \Sigma_p x - y^0 b$ 를 극대화하고자 한다. 하지만 토지비용  $y^0 b$ 는 두 파라미터  $y^0$ 와  $b$ 가 각각 고정되어 있으므로 의사결정에 영향을 주지 않기 때문에 최적화문제를 다음처럼 정의할 수 있다.

$$\max_x CE = \bar{p}^T x - \frac{\phi}{2} x^T \Sigma_p x, \quad Ax \leq b, \quad x \geq 0 \quad (1)$$

한편 최적화의 강쌍대성정리(strong duality theorem, Luenberger and Ye, 2008, p. 439)에 의해 식 (1)을 푸는 또 다른 문제로 다음을 설정할 수 있다.

$$\begin{aligned} \min_y TC &= y^T b + \frac{\phi}{2} x^T \Sigma_p x, \\ \text{s.t., } A^T y + \phi \Sigma_p x &\geq \bar{p}, \quad y \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

즉 식 (1)과 식 (2)는 생산자가 풀어야 할 두 가지 동일한 최적화문제이다. 식 (1)의 주어진 가격조건에서 최적의 토지면적 선택  $x$ 가 도출되고, 식 (2)에서는 토지의 잠재가격  $y$ 가 도출된다. 식 (2)의 목적함수는 잠재가격으로 평가된 토지비용  $y^T b$  혹은  $y b$ 와 위험프리미엄  $\frac{\phi}{2} x^T \Sigma_p x$ 를 합한 총비용이고, 이를 최소화하는  $y$ 를 구한다. 그리고 제약식  $A^T y + \phi \Sigma_p x \geq \bar{p}$ 에서 좌변은 각 품목에 한 단위 토지를 배정하는 한계비용을 토지비용  $A^T y$ 와 한계 위험프리미엄의 합으로 나타낸 것이고, 우변은 각 품목의 한계 기대수입이다. 위험선호도  $\phi$ 의 추정치는 생산자가 행하는 식 (1) 및 식 (2)의 최적화를 반영하여야 한다.

생산자의 위험회피도를 토지이용 선택에 반영하기 위해 Charnes and Cooper(1959)가 개발하고 Park et al. (2015)이 한국 농업부문모형에 적용한 바 있는 확률제약(chance constraint)을  $\Pr\{p^T x \leq y^T A x\} \leq 1 - \beta$ 처럼 반영한다. 이는 실현되는 토지비용을 제외한 순수입  $p^T x$ 가 확실한 토지비용  $y^T A x$ 보다 작을 확률이  $1 - \beta$ 보다는 작아야 한다는 의미이다. 이 기준에 표준정규분포의 통계량을 반영할 수 있도록 순수입과 토지비용으로부터 평균

순수입을 빼준 후 순수입의 표준편차로 나누어주는 정규화를 다음처럼 시행한다.

$$\Pr\left\{\frac{p^T x - \bar{p}^T x}{(x^T \Sigma_p x)^{1/2}} \leq \frac{y^T Ax - \bar{p}^T x}{(x^T \Sigma_p x)^{1/2}}\right\} \quad (3)$$

$$= \Pr\left\{\tau \leq \frac{y^T Ax - \bar{p}^T x}{(x^T \Sigma_p x)^{1/2}}\right\} \leq 1 - \beta$$

확률변수  $\tau$ 에 특정 값  $\tau^0$ 을 부여하면 순손실이 발생하는 확률  $\beta$ 의 값을 결정하게 된다. 예를 들어  $\beta = 0.05$ , 즉 20년에 한 번 순손실이 발생하도록 허용하려면  $\tau^0 = -1.645$ 이고,  $\beta = 0.1$ 이어서 경영위험 발생빈도를 10년으로 하려면  $\tau^0 = -1.28$ 이 된다. 식 (3)은 다시  $\bar{p}^T x + \tau^0 (x^T \Sigma_p x)^{1/2} \leq y^T Ax$ 를 의미한다. 그리고 식 (2)의 쌍대 최적화문제의 필요조건 중 하나인 상보적 여분성 조건(complementary slackness condition, CSC)은  $y^T Ax + \phi x^T \Sigma_p x = \bar{p}^T x$ 를 의미하므로 이를 위의 부등식에 대입하면 다음 조건이 도출된다.

$$\tau^0 / (x^T \Sigma_p x)^{1/2} + \phi \leq 0 \quad (4)$$

식 (4)의 관계로 인해  $\tau^0$ 를 선택한 상태에서 위험회피도  $\phi$ 를 모형 내에서 내생적으로 도출할 수 있다. 따라서 식 (1), 식 (2)의 최적화문제와 식 (4)의 부등식을 충족하는 토지이용형태  $x$ 와 토지의 잠재가격  $y$ 를 찾아내면  $\phi$ 를 내생적으로 구할 수 있다. 하지만 이러한 최적화과정은 수리계획모형이 가지는 과잉특화현상(over-specialization)때문에 현실과 다르게 많은 품목의 생산량을 0으로 찾아내고 특정 품목에 토지이용이 집중되도록 하는 해를 찾아내게 된다. 이 문제 때문에 식 (1), (2), (4)를 적용하여 추정하는  $\phi$ 의 추정치도 신뢰도가 떨어지게 된다.

생산자가 기대되는 가격조건 등을 감안해 최적으로 선택한 기록이  $x^0$ 이라 하자. 그렇다면 위의 최적화모형이 선택하는 해  $x$ 는  $x = x^0 + h$ 와 같은 오차를 가질 수 있다. 마찬가지로 토지의 잠재가격  $y$ 는  $y = y^0 + u$ 와 같이 기록된 토지이용비  $y^0$ 와 격차를 가진다. 이 두 가지 관계식은 각각 캘리브레이션 제약(calibration constraint)이라 불리는데, 이 제약에서의 격차를 최소화하도록  $x$ 와  $y$ 를 선택하는 문제를 다음처럼 설정해보자.

$$\min_{h,u} LS = h^T Wh / 2 + u^T Vu / 2, \quad (5)$$

$$\text{s.t. } x = x^0 + h, \quad y = y^0 + u$$

이 문제의 라그랑지안은  $L = h^T Wh / 2 + u^T Vu / 2 + \lambda^T (x - x^0 - h) + \mu^T (y - y^0 - u)$ 이고, 최적화 조건은 각각  $Wh = \lambda$ 와  $Vu = \mu$ 이다. 식 (5)는  $W$ 와  $V$ 를 가중치로 반영하는 일종의 최소자승추정법(least squares method)을 수리계획모형으로 설정한 것이다(Paris, 2015). 아울러 식 (1)과 식 (2)의 문제에 두 캘리브레이션 제약  $x = x^0 + h$ 와  $y = y^0 + u$ 을 각각 추가하면 다음의 두 가지 라그랑지안을 구축할 수 있다.

$$L = \bar{p}^T x - \frac{\phi}{2} x^T \Sigma_p x + y^T (b - Ax) + \lambda^T (x^0 + h - x), \quad x \geq 0 \quad (6a)$$

$$L = b^T y + \frac{\phi}{2} x^T \Sigma_p x + x^T (\bar{p} - \phi \Sigma_p x - A^T y) + \mu^T (y - y^0 - u), \quad y \geq 0 \quad (6b)$$

위의 두 라그랑지안을 각각  $x$ 와  $y$ 에 대해 미분하면 최적화 조건을 다음처럼 도출한다.

$$\bar{p} - \phi \Sigma_p x - A^T y - \lambda \leq 0 \quad (7a)$$

$$b - Ax + \mu \geq 0 \quad (7b)$$

그런데 우리는  $h$ 와  $u$ 를 식 (5)의 최소자승추정법을 이용해 구하려고 하고, 이때 캘리브레이션 제약의 승수는  $\lambda = Wh$ ,  $\mu = Vu$ 와 같았기 때문에 이를 식 (7)에  $(\lambda, \mu)$ 대신 반영해줄 수 있다. 행렬  $W$ 는 캘리브레이션 제약의 잔차  $h$ 가 수량(혹은 토지면적) 변수임에 반해 최적화조건 (7a)의 모든 항은 단위 면적당 금액으로 표현되기 때문에 수량제약의 잠재가치  $\lambda$ 를 화폐단위로 표현하기 위해 도입된다. 따라서  $W$ 의 주 대각원소를 제외한 모든 원소는 0으로 두고 각 대각원소는 산출물별 기대가격  $\bar{p}_m$ 으로 둔다. 마찬가지로 최적화조건 (7b)의 모든 항은 수량이고 따라서  $\mu$ 도 수량변수라야 하는데, 잠재가격 잔차  $u$ 는 가격변수이므로 이를 수량으로 전환하기 위해  $V$ 가 필요하다. 본고에서는 Paris(2018)을 따라서  $V = b/y^0$ , 즉 토지면적과 관측되는 토지이용비의 비율로 간주한다.

이상과 같이 각 생산단위의 최적생산량 혹은 토지이용형태  $x$ 와 토지의 잠재가격  $y$ , 그리고 무엇보다도 위험회피지수  $\phi$ 를 내생적으로 구하되, 실제 생산행위와 가능한 한 모형의 해가 일치토록 하는 장치까지 갖출 수 있다. 이 전체 조건들을 하나의 시스템으로 분석을 하되, 일종의 최소자승법으로 추정을 하기 위해  $I$ 개의 생산자 혹은 생산지역 자료를 이용하고자 한다. 추정모형은 다음과 같다.

$$\min_{x_i, y_i, \phi_i, u_i, v_i} \sum_{i=1}^I h_i^T W_i h_i / 2 + \sum_{i=1}^I u_i^T V_i u_i / 2 \quad (8)$$

$$\text{s.t.}, A_i x_i \leq b_i + V_i u_i \quad (\text{PC})$$

$$\phi_i \Sigma_p x_i + A_i^T y_i + W_i h_i \geq \bar{p}_i \quad (\text{DC})$$

$$x_i = x_i^0 + h_i \quad (\text{PCCS})$$

$$y_i = y_i^0 + u_i \quad (\text{DCCS})$$

$$y_i^T (b_i + V_i u_i - A_i x_i) = 0 \quad (\text{PCSC})$$

$$x_i^T (\phi_i \Sigma_p x_i + A_i^T y_i + W_i h_i - \bar{p}_i) = 0 \quad (\text{DCSC})$$

$$-1.645 / (x_i^T \Sigma_p x_i)^{1/2} + \phi_i = 0 \quad (\text{CCS})$$

식 (8)의 두 제약식 (PC)와 (DC)는 각각 식 (7b)와 식 (7a)의 조건을 반영하는데, 이는 식 (1)과 식 (2)의 원 최적화문제와 쌍대 최적화문제의 제약조건이기도 하다. 제약식 (PCCS)와 (DCCS)는 캘리브레이션 제약들이다. (PCSC)와 (DCSC)는 부등식제약 하의 최적화문제인 원문제와 쌍대문제의 상보적 여분성조건(CSC)들이다. 그리고 마지막으로 (CCS)는 확률제약식이다.

## 2. 최적 생산반응모형 구축

식 (8)은 생산자의 실제 선택결과를 자료로 활용해 생산자별 위험회피도 혹은 선호정도  $\phi_i$ 를 얻을 수 있게 한다. 또한 (PC), (DC), (PCSC), (DCSC)와 같은 최적화조건을 포함하기 때문에 산출물의 기대가격  $\bar{p}$ 가 달라지거나, 토지생산성  $A$ 가 달라지거나, 아니면 가격  $p$ 의 위험도를 나타내는 분산-공분산행렬  $\Sigma_p$ 가 달라질 때 생산자의 최적 토지이용형태가 어떻게 달라지고 작물별 식부면적이 어떻게 달라지는지도 분석할 수가 있다. 그러나 이들 조건의 변화에도 불구하고 식부면적  $x_i$ 와 토지의 잠재가격  $y_i$ 가  $(x_i^0, y_i^0)$ 에 머물러 있을 수는 없으므로 두 캘리브레이션 제약 (PCCS), (DCCS)는 포함하지 않은 상태에서 조건변화의 영향을 분석해야 한다. 하지만 이 두 제약을 제외한 상태에서의 식 (8)의 나머지 최적화조건만을 반영해  $\bar{p}$ 변화의 영향 등을 분석하면 여전히 몇몇 특정 품목에 토지이용이 집중되는 과잉특화문제가 발생한다.

Paris(2018)는 이 문제 때문에 식 (8)에서 추정된 토지의 잠재가격  $y$ 를 투입요소 비용으로 하는 비용함수  $c_m^j(y, x_i)$ 를 생산자와 품목별로 설정하고, 이를 최소화하는 제약을 반영하여 비용함수의 파라미터를 구하는 절차를 적용하였다. 그리고 제2단계 분석으로서, 이렇게 추정된 비용함수를 최소화하는 조건만 따로 사용해 가격변화

등의 효과를 분석한다.

하지만 Paris(2018)가 사용한 바와 같이 비용함수를 식 (8)에 포함하여 추정하는 절차는 본고의 경우처럼 산출물 수량자료가 별도로 존재하지 않고 작물별 산출량을 식부면적과 동일시할 때에는 잘 작동하지 않았다. 즉 이 경우에는 비선형모형인 식 (8)의 해의 일부로서 비용함수의 파라미터가 구해지지 못하는 문제가 발생하였다. 따라서 본고는 수리계획모형의 과잉특화문제를 해결하는 보다 직접적인 방법인 Howitt(1995)의 PMP(positive mathematical programming) 기법을 제2단계의 분석기법으로 변형·적용하여 최적 생산반응을 도출한다.<sup>2)</sup>

어떤 지역  $i$ 의 생산자가 가지는 다음과 같은 불확실성 하의 최적화문제를 검토하자.

$$\max CE = \bar{p}_i^T x - \frac{\phi}{2} x_i^T \Sigma_p x_i \quad (9)$$

$$\text{s.t.}, A_i x_i \leq b_i, x_i \leq x_i^0(1 + \epsilon), x_i \geq 0$$

식 (9)에서  $\epsilon$ 은 0.0001과 같이 매우 작은 값을 가지는 실수이다. 제약식  $x_i \leq x_i^0(1 + \epsilon)$ 은 식 (8)의 제약식 (PCCS)가 했던 것처럼 모형이 해로 찾아내는 품목별 토지면적  $x_i$ 가 관측되는 실제  $x_i^0$ 와 차이가 없도록 하는 캘리브레이션 제약이다. 이 문제의 최적화조건은 다음과 같다.

$$x_i^T (\bar{p}_i - \phi \Sigma_p x_i - A_i^T y - \eta_i) = 0 \quad (10)$$

단  $\eta$ 는 식 (9)의 캘리브레이션 제약에 부여되는 승수 벡터이다. 아울러 다음의 최적화문제도 검토하자.

$$\max CE = \bar{p}_i^T x - \frac{\phi}{2} x_i^T \Sigma_p x_i - \frac{1}{2} x_i^T Q_i x_i \quad (11)$$

$$\text{s.t.}, A_i x_i \leq b_i, x_i \geq 0$$

식 (11)은 식 (10)과 달리 캘리브레이션 제약은 가지지 않는다. 하지만 생산자  $i$ 는 토지비용으로서 2차함수인  $\frac{1}{2} x_i^T Q_i x_i$ 를 가진다. 식 (1)의 최적화문제에서는 토지비용은 지역별로는 다르지만 품목별로 단위당  $y_i^0$ 로 동일하기 때문에 목적함수에 반영되지 않았으나, 이제는 행렬  $Q_i$ 를 비용함수에 부과하여 지역별은 물론 품목별로도 토지용역비가 다르도록 허용한다. 식 (11)의 최적화조건은 다음과 같다.

$$x_i^T(\bar{p}_i - \phi \Sigma_p x_i - A_i^T y - Q_i x_i) = 0 \quad (12) \quad \text{가 있다.}$$

따라서 식 (10)과 식 (11)을 비교하면 관측되는 자료  $x_i^0$ 를 대입했을 때  $\eta_i = Q_i x_i^0$ 의 조건이 충족되게  $Q_i$ 를 반영하면 식 (11)의 최적화는 관측되는 자료를 완전히 복원하는 불확실성 하의 생산자 최적선택모형이 된다.

요약하면 본고의 분석법은 제1단계로 식 (8)을 관측되는  $I$ 개의 생산단위 자료를 모두 이용해 각 생산단위의 위험회피도  $\phi_i$ 를 추정한다. 제2단계에서 추정된  $\phi_i$ 를 포함하는 식 (9)를 생산단위별로 별도로 분석하여 캘리브레이션 승수벡터  $\eta_i$ 를 구한다. 마지막 제3단계는 추정된  $\phi_i$ 와  $\eta_i$ 를 반영하여 구축되는 식 (11)을 역시 생산단위별로 별도로 분석하여 최종 분석모형을 도출한다. 식 (11)의 모형은 캘리브레이션 제약이 없이도 기대가격  $\bar{p}_i$ 나 기술계수  $A_i$ , 가격의 분산-공분산  $\Sigma_p$  변화에 대한 생산자 반응을 도출할 수 있다. 제2단계와 제3단계의 모형 구축법은 Howitt(1995)의 방법을 따르고 있지만, Howitt(1995)의 모형은 불확실성에 대한 고려가 없는 선형모형임에 반해 본고에서는 제1단계에서 추정된 위험회피도를 명시적으로 반영하는 비선형모형이라는 차이

### III. 자료의 구축과 위험선호도 도출

본고는 제II장에서 구축한 분석모형을 전국 시군 지역별 경종 생산자료에 적용한다. 즉, 전국 시군 지역 단위에 대한<sup>3)</sup> 경종 8개 품목군의 생산비 및 총수입, 재배면적으로 구성되며, 2010년, 2015년 두 개 연도에 대해 자료를 구성하였다. 재배면적이 본고 모형의  $x$ 에 해당된다.

품목 군은 쌀, 맥류 및 잡곡, 콩류, 감자류, 채소, 과일, 화훼, 기타농산물로 구분되며, 생산비 항목은 중간재비용, 노동비용, 토지비용, 토지 외 자본비용 4개로 구분된다.

순가격  $p$ 의 구축에 필요한 생산비 자료는 [지역별농산물소득자료]의 2010년, 2015년 자료를 활용하여 구성하였다. 두 연도의 가격자료는 모두 GDP디플레이터를 이용해 2015년도 가격으로 표현되도록 하였다. [지역별농산물소득자료]는 도 단위 지역별로 세부 경종 품목에 대한 단위면적당 생산비 자료를 제공한다. 생산비 자료

Table 1. Crop Commodities and Details

Crop Commodities	Crop Commodities Details
Rice	Paddy-field Rice, Dry-field Rice
Coarse Grains	Unhulled Barley, Rye, Maize, Other Food Crop
Soybeans	Beans, Adzuki Beans, Other Beans
Potatoes	Potato, Sweet Potato
Vegetables	Chinese Cabbage, White Radish, Onion, Chili Pepper, Green Onion, Garlic, Spinach, Lettuce, Pumpkin, Zucchini, Carrot, Cucumber, Cabbage, Tomato, Strawberry, Water Melon, Korean Melon, Other Vegetables
Fruits	Apple, Pear, Peach, Grape, Sweet Persimmon, Tangerine, Plum, Other Fruits
Flowers	Rose, Lily, Chrysanthemum, Cymbidium, Other Flowers
Other Crops	Sesame, Perilla, Peanuts, Medicinal Crops, Edible Greens, Coarse Fodder etc.

Table 2. Crop Acreage: Provincial Averages (ha)

	Gyeong-gi	Gang-won	Chung-buk	Chung-nam	Jeon-buk	Jeon-nam	Gyeong-buk	Gyeong-nam	Jeju
Rice	81,204	31,771	25,552	12,0476	117,074	147,189	91,805	73,587	95
Coarse Grain	4,845	7,716	3,868	2,999	14,176	15,599	3,670	5,203	3,010
Soybeans	6,248	5,947	5,539	5,048	3,926	8,060	7,934	3,485	5,296
Potatoes	5,784	6,552	1,824	5,828	4,385	6,660	3,376	3,170	1,218
Vegetables	19,199	21,091	9,752	23,134	20,513	45,806	29,413	28,749	14,902
Fruits	8,355	2,945	17,609	13,772	8,942	17,323	44,197	23,366	18,887
Flowers	511	142	44	253	157	368	126	465	81
Other Crops	10,406	13,212	7,836	11,084	10,502	11,878	10,229	7,893	1,653

중 실제 농가가 지출한 금액인 경영비 총액을 총비용으로 적용하였고, 총비용을 중간재비용, 노동비용, 토지비용, 토지 외 자본비용으로 구분하였다. 노동비용에는 위탁영농비와 고용노동비가 포함되고, 토지비용은 토지에 대한 임차료, 토지 외 자본비용은 농기계 및 시설에 대한 임차료에 대응된다. 한편 지역마다 일부 품목은 생산비 자료가 존재하지 않는데, 그런 경우에는 인접한 도의 동일 품목 생산비 자료를 총수입은 같되 각 비용항목은 1.1배 큰 값을 갖도록 수정하여 활용하였다.<sup>4)</sup> 구체적인 비용자료가 없는 기타식량작물, 기타노지채소, 기타시설채소, 기타노지과일, 기타시설과일은 각각 맥류 및 잡곡, 노지채소, 시설채소, 노지과일, 시설과일 세부품목들의 생산비 자료를 재배면적 기준으로 가중평균하여 재구성한 값을 적용하였다. 마찬가지로 비용자료가 부족한 기타농산물 품목군의 생산비는 Lee et al.(2017)에서 구성한 농업부문 hybrid SAM을 참조하여 단위면적당 비용자료를 구성하여 적용하였다.

재배면적 자료는 [농업총조사]에 포함된 재배면적 자료를 기초로 구성하였다. [농업총조사]는 시군단위에 대한 세부품목별 재배면적 자료를 얻을 수 있는 유일한 자료이다. 재배면적 자료의 품목 구분은 생산비 자료의 품목 구분과 유사한 수준으로 구성되어 있으며, 생산비 자료의 품목 목록을 기준으로 재배면적을 정리하였다.

다음 단계로 개별 시군 지역에 대해 구성된 생산비 및 재배면적 자료를 결합하여 각 세부품목의 총수입 및 총비용을 계산하고, 세부품목의 수입과 비용, 재배면적은 품목 군 단위로 합산한다. 이를 통해 최종적으로 각 시군에 대해 8개 품목군의 4개 비용 항목별 총액, 총수입, 재배면적 자료를 구성하였다. 비용과 총수입은 백만 원 단위로, 재배면적은 ha로 정리하였다.

이처럼 각 연도의 모든 시군에 대해 각각 자료를 구성하였지만, 분석 목적에 따라 일부 지역은 최종 분석자료에서 제외하였다. 먼저 2010년과 2015년 사이에 행정구역 통합이나 변경 등을 통해 행정구역 면적이 달라지거나 사라진 시군은 제외하였다. 두 연도의 자료를 함께 사용하기 위해서는 두 연도에서 각 시군의 특성이 같아야 하는데, 비교할 대상이 없는 지역은 활용이 어렵고, 행정구역 면적이 달라진 지역은 같은 대상으로 보기 어렵다. 이 기준에 따라 2014년 청주시에 통합된 청원군과 청주시를 제외하였고, 2012년 세종시가 생기면서 명칭이 바뀐 연기군, 일부 면적을 나눠준 공주시. 그리고 2010년에 존재하지 않았던 세종시가 제외되었다. 다음으로 2010년이나 2015년에 8개 품목군 중 하나의 품목이라도 재배면적이 0인 지역을 두 연도 모두에서 제외하였다. 하나의 품목 군이라도 생산이 이루어지지 않으면 분석모

형의 파라미터 식별이 어려운 문제가 있다. 따라서 이 기준에 따라 16개의 지역이 추가로 제외되었고,<sup>5)</sup> 최종적으로 143개 시군이 분석에 활용되었다.

다음으로 각 품목의 단위면적당 순가격  $p$ 의 기댓값과 분산-공분산행렬을 구하여야 한다. 이 정보는 별도의 장기 시계열자료를 이용해 도출할 수도 있을 것이지만, 지역별로 차별화된 값을 시계열로 구하기는 어려우며, 특히 본고가 구축한 지역별, 품목별 비용자료를 장기간에 걸쳐 얻기도 어려운 문제가 있다. 따라서 순가격의 기댓값  $\bar{p}$ 는 지역별로 2010년과 2015년 두 가격의 평균을 취해 구하였다.

분산-공분산 역시 분석에 포함된 총 143개 지역의 2개 연도의 8가지 가격 2,288개의 관측자료를 이용해 도출이 가능하다. 하지만 이 경우 가격자료의 시계열적 변화가 두 개 연도에 국한되어 시계열적 변화보다는 횡단면적 변화가 분산과 공분산의 대부분을 설명하게 되는 문제가 있다. 이를 감안하여 농촌진흥청의 [농축산물소득자료]의 2010~2016년간의 도별 품목별 단위면적당 판매수입과 생산비자료를 반영하여 도별 순가격  $p$  추정치를 새로이 도출하였다. 이 7년간의 기간은 본고의 분석자료인 2010년, 2015년을 포함하면서도, 너무 장기가 아니기 때문에 생산이나 구조변화 요인까지는 포함하지 않는, 비교적 동질적인 경영구조에서의 순가격 변화를 나타낸다고 보았다. 각 연도의 가격을 역시 GDP디플레이터를 이용해 2015년 가격으로 전환하여 인플레이션의 영향은 배제하였고, 결과적으로 8가지 품목 군별로 7개년, 9개 도의 가격이  $\Sigma_p$  추정에 사용되었다.

이렇게 추정된 순가격의 분산-공분산행렬  $\Sigma_p$ 에 가입된 순가격의 품목별 단위 차이를 반영하기 위해  $CV_p(m, m') = \Sigma_p(m, m') / (p_m p_{m'})$ 와 같은 변동계수행렬 (coefficient of variation matrix, Aerts et al., 2015)을 도출하였고, 그 결과는 Table 3과 같다. Table 3의 대각원소, 즉 분산의 변동계수를 보면 쌀이 가장 작아 순가격이 가장 안정적이다. 화훼, 콩류도 순가격이 상대적으로 안정적이지만 기타농산물, 감자류, 채소, 과일은 상대적으로 가변성이 높은 작물 군이다. 품목 군별 순가격의 상관관계는 양(+)일 수도 있고 음(-)일 수도 있다. 예를 들면 쌀의 경우 맥류/잡곡류, 콩류, 과일, 기타농산물과는 양의 관계를 가지지만 감자류, 채소, 화훼와는 음의 관계를 가진다.

이상과 같이 구축된 자료를 식 (8)에 적용하여  $\phi_i$ 를 2010년과 2015년 두 개 연도에 대해 지역별로 도출한 결과는 Table 4와 같다. Table 4를 보면, 각 시군의  $\phi_i$  추정치는 연도별 차이가 상당히 작다는 것을 알 수 있

Table 3. Estimated Coefficient of Variation Matrix

	Rice	Coarse Grains	Soybeans	Potatoes	Vegetables	Fruits	Flowers	Other Crops
Rice	0.028	0.005	0.010	-0.008	-0.009	0.009	-0.001	0.007
Coarse Grains	0.005	0.154	-0.012	0.007	0.002	0.004	-0.007	0.034
Soybeans	0.010	-0.012	0.047	-0.017	0.003	0.017	0.004	-0.012
Potatoes	-0.008	0.007	-0.017	0.073	0.011	-0.002	0.010	0.012
Vegetables	-0.009	0.002	0.003	0.011	0.064	-0.020	0.021	0.002
Fruits	0.009	0.004	0.017	-0.002	-0.020	0.055	0.004	-0.009
Flowers	-0.001	-0.007	0.004	0.010	0.021	0.004	0.033	0.014
Other Crops	0.007	0.034	-0.012	0.012	0.002	-0.009	0.014	0.218

Table 4. Descriptive Statistics of Risk Aversion Estimates

Year	Mean	S.D.	Min.	Max.
2010	.000289	.000473	1.71×10 <sup>-5</sup>	.00435
2015	.000291	.000651	2.15×10 <sup>-5</sup>	.00567

다. 하지만 각 연도에 있어 지역별 차이는 상당하였다. 2015년의 경우 제주시의  $\phi_i$ 가 가장 작은  $2.15 \times 10^{-5}$ 로 추정된 반면, 군포시의  $\phi_i$ 는 가장 큰 0.00567로 추정되었다. 이 두 지역은 2010년에도 각각  $\phi_i$ 가 가장 작고 큰 지역이었다.

Figure 1은 2015년 위험회피도의 도별분포를 보여준다. 경기도가 다른 지역에 비해 두드러지게 높은 위험회피도를 가진다. 그리고 경기도처럼 고부가가치 농업생산이 많은 경남과, 경기도와 인접한 강원도의 위험회피도도 높다. 전남과 전북은 중간 정도의 위험회피도를 보이고, 제주도가 가장 낮은 위험회피도를 보여준다.

각 시군별 위험회피도 추정치는 여러 요인에 의해 영향을 받을 수 있기 때문에  $\ln \phi_i$ 를 전체 토지면적에서 쌀을 제외한 각 품목이 차지하는 비중, 토지용역비의 로그값, 그리고 연도더미에 대해 회귀분석하면 Table 5와 같은 결과가 얻어진다. 각 품목 군의 농지비중은 사실 각

시군이 선택하는 내생변수이므로 이 회귀분석이 가지는 한계가 있으나, 이러한 위험성을 인지한 상태에서 추정 결과를 해석하면 다음과 같다.

첫째, 쌀에 비해 맥류, 채소, 과일의 경작비율이 높은 시군일수록 위험회피가 약한 특성을 보인다. 반면 감자류, 화훼, 기타농산물의 경작비율이 높을수록 위험회피가 강하다. 이는 채소와 과일이 특히 가격변동이 심하고 경영위험도 높기 때문에 이를 선택하는 생산자일수록 위험회피성향이 약할 것이라는 예상과 일치한다. 화훼와 특수작물인 기타농산물은 생산면적이 크지 않고 틈새시장 위주의 생산을 하고 있어 위험회피성향이 높은 생산자가 선택을 많이 하는 것으로 보인다. 콩류의 면적 비율은 위험회피도와 유의한 관계를 가지지 않는 것으로 나타났다.

둘째, 토지용역비가 높은 지역일수록 위험회피성향이 크고 보다 안정적인 생산을 원한다. 이 변수의 통계적 유의성은 5% 수준이지만, 각 품목의 재배면적 비중 등을 포함하지 않을 경우 유의수준이 1%로 강화된다.

셋째, Table 4의 추정치 평균값만을 보면 2010년의 위험회피성향은 2015년과 차이가 없거나 미세하게 더 낮은 수준이었지만 회귀분석에서는 오히려 2015년보다 통계적으로 유의하게 더 높은 수준이다. 이는 두 해 간의 품목선택 비중의 차이와 토지용역비의 차이를 회귀분석이 반영하기 때문인데, 5년 동안 채소 재배면적 비중이 감소하는 등, 위험도가 높은 품목 선택이 조금 줄어들었고, 무엇보다도 토지용역비가 많이 상승하였다. 이 두 가지 효과를 배제한 순수한 연도효과만을 보면 2015년이 2010년에 비해 위험회피도가 더 약해진 것으로 해석해야 할 것이다.

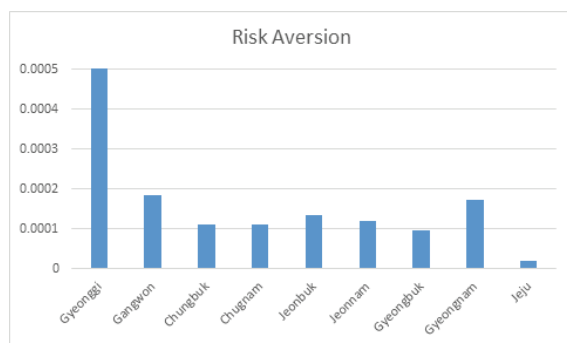


Figure 1. Estimated Risk Aversion: Provincial Averages, 2015



Table 5. The Determinants of Risk Aversion Coefficient

Variables	Estimates	t-value	Variables	Estimates	t-value
Coarse Grains	-3.935	-2.24 **	Other Crops	2.784	3.09 ***
Soybeans	1.462	0.81	Year 2010	0.224	2.02 **
Potatoes	4.564	2.62 ***	ln(Land Price)	0.619	2.47 **
Vegetables	-1.172	-2.30 **	Constant	-8.649	-47.15 ***
Fruits	-1.874	-3.75 ***	$R^2$	0.245	
Flowers	6.456	3.27 ***	df	285	

- Asterisks \*\*\*, \*\*, and \* refer to significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

한편, Table 4와 같이 정리된 본고가 추정한 CARA 파 리미터의 크기는 본고를 제외한 다른 연구들은 모두 지역농업자료가 아닌 개별 농가자료를 이용했다는 차이가 있지만 Table 6과 같이 다른 연구들과 비교해볼 수 있다. Paris(2018)와 본고 모두 CARA 효용함수를 가정하므로 두 연구의  $\phi$  추정치는 순소득의 단위에 대해 독립이어서 두 결과를 바로 비교할 수 있는데, 본고의 CARA 파 리미터 추정치는 캘리포니아의 14개 농가의 자료를 시험적으로 적용한 Paris(2018)의 추정치 0.0053~0.0194에 비해 상당히 더 작은 값이다. 즉 캘리포니아의 농가는 본고가 분석하는 한국의 시군에 비해 보다 위험회피적이다.

국내 위험회피농가의 위험회피도를 분석한 연구들은 Kwon(2002)을 제외하면 절대위험도와 상대위험회피도 중 한 가지에 대한 추정결과만 제시하였다. 절대위험회피도를 비교하면 본고의 추정치  $2.90 \times 10^{-4}$ 은 Yu et al.(2016)의  $5.56 \times 10^{-6}$ 이나 Ahn and Kim(2002)의  $9.50 \times 10^{-6}$ , Kwon(2002)의  $6.26 \times 10^{-7}$ 에 비하면 큰 값이다. 하지만 Ji and Kim(2010)의  $3.46 \times 10^{-4}$ 에 비하면 오히려 조금 작은 값이다. 하지만 Kwon(2002)의 연구는 CARA가 아니라

감소절대위험회피도(decreasing absolute risk aversion), 즉 DARA의 위험선호도를 보이는 경우를 분석하였고, 이 경우에는 소득 수준 자체가 절대위험선호도에 영향을 주기 때문에 본고의 분석결과와 직접 비교하기 어렵다는 문제가 있다.

따라서 소득규모가 위험선호도에 미치는 영향을 감안하여 상대위험회피도(relative risk aversion), 즉  $-\frac{u''(\pi)}{u'(\pi)}\pi$  추정치를 연구 간에 비교할 필요도 있다. 본고의 추정치는 12.388인 반면, Kwon(2002)의 추정치는 3.198, Lin et al.(2015)의 연구는 10.918을 제시하였다. 따라서 본고의 추정치는 전자에 비해서는 많이 크고, 후자와는 대단히 가까운 값이다.

위험회피도 추정은 어떤 자료와 방법론을 사용했느냐에 따라서 이처럼 결과가 대단히 상이하다. 본고의 추정치는 유사한 방법을 사용한 Paris(2018)에 비해서는 더 낮은 위험회피도, 그리고 국내 연구의 경우 Ji and Kim(2010)과 Lin et al.(2015)의 연구와는 유사한 수준의 위험회피도를 보여주었지만, 국내의 나머지 연구들에 비해서는 더 높은 위험회피도를 도출하였다. 또한 불변상

Table 6. A Sensitivity Analysis

Studies (Commodities)	Management Risk Frequency	$\Sigma_p$ Adjustment	Absolute Risk Aversion( $\phi$ )	Relative Risk Aversion
This Study (All Crops)	20 years	N	$2.90 \times 10^{-4}$	12.388
	20 years	Y	$1.45 \times 10^{-4}$	6.198
	10 years	N	$2.25 \times 10^{-4}$	9.638
	10 years	Y	$1.13 \times 10^{-4}$	4.821
Paris (2018) (All Crops)			about 0.01	
Yu et al. (2016) (Apple)			$5.56 \times 10^{-6}$	
Lin et al. (2015) (Apple)				10.915
Ji and Kim (2010) (Apple)			$3.46 \times 10^{-4}$	
Ahn and Kim (2002) (Vegetables)			$9.50 \times 10^{-6}$	
Kwon (2002) (Rice)			$6.26 \times 10^{-7}$	3.198

대위험회피도, 즉 CRRA를 가정하고 위험회피도를 추정 한 다수의 해외 기존 연구결과들을 종합했을 때 그 추정치가 10을 넘는 경우도 있지만 대체로 0~5 사이에 분포한다는 점을 감안할 때에도(Hardaker et al., 2015, p. 91; Azar, 2006), 본고의 위험회피도 추정치는 다소 높은 수준이라 할 수 있다.

본고의 위험회피도 추정치는 여러 요인 중에서도 식(8)의 CCS 제약에 반영되는  $r^0$ 의 값, 즉 순수익이 자가 소유토지를 포함하는 토지의 용역비를 감당하기 어려울 정도의 경영위험이 어느 정도의 빈도로까지 발생하는 것을 허용할지와, 추정된 가격의 분산-공분산행렬  $\Sigma_p$ 의 크기에 의해 민감한 영향을 받는다.  $r^0$ 의 절댓값을 낮추고 경영위험이 20년 빈도가 아닌 예를 들면 10년 빈도로 나타나는 것까지 허용하면, 위험회피도 추정치가 작아진다. 이는 경영위험 발생빈도가 높음에도 불구하고 자료가 보여주는 바와 같은 생산행위를 한다는 것은 상대적으로 위험회피도가 낮다는 것을 의미하기 때문이다. 아울러  $\Sigma_p$ 가 커지고 위험의 정도가 커짐에도 불구하고 현재와 같은 생산행위를 했다는 것은 위험회피성향이 그만큼 작다는 것을 의미하기 때문에  $\Sigma_p$  추정치가 커질 경우에도 위험회피도 추정치는 작아진다. 따라서 본고의 위험회피도 추정치가 기존 연구결과들과 비교할 때 과다한지의 여부는 이 두 가지 변수에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 상황을 고려해서 판단할 필요가 있다.

관련하여 첫째, 경영위험빈도의 경우 농가경제에서 발생하는 잦은 가격급락 등을 감안하여 그 빈도를 20년 주기보다도 더 자주 나타날 수 있음을 가정하는 것도 검토해볼 수 있는 대안이다. 둘째,  $\Sigma_p$ 의 추정에 사용된 자료와 본고의 의사결정 단위 간의 공간적 해상도가 다른 점도 감안할 필요가 있다. 본고는 시군별 순가격 시계열 자료를 얻을 수 없었기 때문에 도 단위 자료를 사용하여  $\Sigma_p$ 를 추정하였다. 지역의 범위가 넓어질수록 위험의 지역 간 분산현상이 발생함을 고려하면 개별 시군의 순가격 변화 위험도가 도 단위 변화 위험도보다 더 크다고 보는 것이 타당하다. 따라서 이를 감안하여 분산-공분산 행렬을 상향 조정할 수도 있다.

이상 두 가지 검토요인을 감안하여 일종의 민감도 분석으로서, 1) 평균가격대비 위험도가 현 추정치의 2배라고 가정하는 경우, 2) 경영위험 발생빈도가 20년이 아닌 10년 주기인 경우 두 가지의 조합에 대해 추가 분석을 하면 Table 6과 같은  $\phi$ 와 상대위험회피도 추정치의 평균값이 나타난다. 위험도가 추정결과의 2배가 되면 상대 위험회피도 추정치가 6.198로 크게 줄어든다. 그리고 경영위험발생빈도까지 상향 조정할 경우 상대위험회피도 추정치가 4.821로서 5 이하로 떨어지게 된다.

이처럼 본고의 위험회피도 추정치는 두 가지 주요 자료에 대한 가정을 달리하여 변화를 줄 수 있으나, 본고는 Table 4의 추정치가 본고가 사용하는 시군단위 토지 이용형태자료와 가장 부합된다고 보고 이를 기본모형으로 제2단계 분석에 적용하여 정책효과를 분석한다. 다만 Table 6에서 추가로 가정을 달리하여 도출한 추정치도 일종의 민감도 분석을 위해 반영하기로 한다.

#### IV. 생산반응 분석

본장에서는 앞에서 개발된 모형을 2019년에 시행된 “논 타작물 전환 지원사업(이하 전환지원사업)”의 효과를 분석하는 데 활용한다. 이 정책은 쌀소득보전직불금을 수령하는 농가가 타작물로 전환할 경우 단위 면적당 일정 금액을 추가로 지원하는 정책이다. 이 정책은 쌀의 과잉생산 우려에 대처하고, 농업재정에서 과다한 비중을 차지하는 쌀직불금의 여러 문제점으로 지적되는 내용을(Rhew et al., 2019) 완화하고자 시험적으로 도입된 정책이다. 이 정책의 효과를 분석하기 위해서는 정책 특성을 반영하는 여러 고려를 해야 하지만, 이 정책 자체의 효과를 정밀하게 분석하기보다는 앞장에서 개발된 모형을 이와 같은 중요 정책에 적용했을 때 모형의 가정이나 특성이 어떤 역할을 하는지를 검토하는 것이 본장의 주목적이다.

MAFRA(2018)에 의하면 전국에서 쌀 직불금 지급대상으로 등록된 논 가운데 50,000ha에 대해 밭작물로 전환하면 지원금을 지급한다. 지원금 지급대상과 ha당 지원금은 다음과 같다: 맥류/잡곡 3.4백만 원, 콩류 2.8백만 원, 감자류 3.4백만 원, 채소류 3.4백만 원, 기타농산물 3.85백만 원.

이 정책 내용을 반영하려면 시군별 쌀 직불금 지급대상면적을 파악해야 하는데, 이는 농림축산식품부 농가소득안정추진단에 의뢰하여 자료를 제공받았다. 따라서 시군별 최적화모형에서 5가지 품목으로 전환되는 쌀 식부면적은 각 시군의 쌀직불금 지급대상면적을 넘어서지 못하게 제약하였다. 아울러 2015년 기준 국가 전체 쌀 직불금 지급대상면적이 726,000ha인데 이 중 50,000ha에 적용되고, 그 비중은 시군별로 동일하다고 보아 전용면적합이 직불금 등록면적의 5/72.6, 즉 약 6.9%를 넘어서지 못하도록 하였다.

이 정책의 국가 전체 효과를 시뮬레이션하되, 2019년 농림축산식품부가 예측했던 전용면적, 생산자의 위험회피성향을 무시할 경우( $\phi_0 = 0$ )의 전용면적, 본고가 도출

Table 7. Simulated Acreage Conversion from Rice to Non-rice Crops (ha)

	Government Expectation	$\phi_0$	$\phi_{2.90}$	$\phi_{1.13}$
Rice	-50,000	-41,426	-41,426	-41,221
Coarse Grains	5,000	16,669	13,686	11,210
Soybeans	15,000	4,419	6,077	7,735
Potatoes	5,000	479	756	991
Vegetables	5,000	1,245	1,570	1,808
Fruits	0	0	7.6	-777
Flowers	0	0	-7.9	-21
Other Crops	20,000	18,614	19,337	19,477

한 평균  $\phi_{2.90} = 2.90 \times 10^{-4}$ 의 위험회피도와 좀 더 큰 순가격의 분산-공분산과 잦은 경영위험빈도를 가정한  $\phi_{1.13} = 1.13 \times 10^{-4}$ 에서의 시뮬레이션 결과를 품목별로 정리하면 Table 7과 같다.

국가 전체 전환면적은 본고의 분석에서는 일부 누락된 시군이 있고, 총조사자료와 농가경영체DB에 기초한 농림수산식품부의 시군별 면적 집계와의 차이 등으로 인해 정부목표 50,000ha보다 적은 41,426ha이다. 이 목표치 41,426ha는 위험회피성향을 고려하지 않는  $\phi_0$ 와 본고의 기본모형인  $\phi_{2.90}$ 에서는 모두 달성되고,  $\phi_{1.13}$  시나리오에서는 일부 미달된다. 본고의 분석에서는 세 가지  $\phi$  추정치 중 두 가지에서는 허용된 면적이 모두 전환되었기 때문에 2019년 생산자들의 전환신청실적이 목표인 50,000ha에 미달되었던 실제 결과와는 차이가 있다. 하지만 생산자의 품목전환에는 시차와 기반시설에 대한 투자가 필요하기 때문에 이 정책이 지속되면 본고의 시뮬레이션결과처럼 결국 목표치를 달성할 수도 있을 것이다.

품목별 전환형태를 보면 정부의 예상과 같이 기타농산물로의 전환이 가장 크게 발생한다. 정부는 콩류로의 전환도 크게 이루어지는 것으로 예상했으나, 콩류에 대한 ha당 지원금은 타 품목에 비해 상대적으로 적다. 따라서 콩류보다는 맥류/잡곡류로의 전환면적이 더 크고, 전체로 보면 두 번째를 차지한다. 콩류는 지원금이 적지만 세 번째로 큰 전환품목이며, 이어서 채소류와 감자류가 뒤를 잇는다. 이 순서는  $\phi$ 의 숫자가 달라져도 변하지 않는다.

하지만 세부적으로 보면 모형 간의 상당한 결과 차이가 보인다. 위험회피도를 감안하지 않는  $\phi_0$ 의 모형은 맥류/잡곡으로의 전환이 기타농산물과 거의 같은 정도일 것으로 보지만, Table 3의 변동계수행렬을 보면 맥류/잡곡은 상대적으로 가격 변동률이 높은 작목이다. 그리고 Table 5의 추정결과를 보면 위험회피도가 높을수록 피하

고자 하는 품목이다. 따라서 위험회피도를 감안하는  $\phi_{2.90}$ 과  $\phi_{1.13}$  모형에서는  $\phi_0$ 의 경우에 비해 이 품목으로 전환이 상당히 줄어든다. 반면에 기타농산물의 경우 Table 3의 변동계수는 매우 높은 품목이지만, Table 5를 보면 위험회피성향이 높은 생산지역이 상대적으로 선호하는 품목이라 위험회피성향을 감안할 때 이 품목으로의 전환면적이 소폭 더 커진다. 콩류도 변동계수가 상대적으로 작고, 통계적으로 유의하지는 않았지만 Table 5의 추정 파라미터가 0보다 컸기 때문에 위험도를 감안할 때 면적 증대가 더 크다.

아울러 위험도를 감안하지 않으면 전환지원금 지급대상이 아닌 과일류와 화훼류의 면적변동은 전혀 없는 일종의 구석 해가 발생하지만,  $\phi_{2.90}$  모형에서는 적은 면적이긴 하지만 양자 간의 면적 교환이 발생한다. 그리고 가격의 분산-공분산을 더 크게 가정한  $\phi_{1.13}$ 에서는 상대적으로 안정적인 쌀의 타품목 전환을 제한면적까지는 시도하지 않고, 지원금이 지급되지 않는 과일과 화훼의 재배면적을 줄이면서 전체적으로 일부 휴경도 발생하였다. 따라서 위험도의 의사결정 반영 여부는 품목전환 의사결정의 질적인 차이도 어느 정도 유발하는 것으로 관찰된다.

한편 Figure 2는  $\phi_{2.90}$ 에서 각 시군에서 쌀과 5가지 지원대상 품목의 전환면적이 2015년 실제 경작면적에서 차지하는 비중을 커널밀도의 히스토그램으로 보여준다. 쌀의 경우 전환면적이 등록면적의 전환상한인 6.9% 가까이에서 최빈값을 가지지만 실제경작면적과 쌀직불금 대상등록면적의 차이로 인해 지역별로 다양한 값을 가진다. 맥류/잡곡류, 콩류, 채소류의 경우 대부분이 비교적 낮은 전환비중을 보여 전환율의 지역 간 차이가 크지 않았다. 하지만 감자류는 전환율은 낮지만 분포범위가 넓고, 기타농산물은 전환율의 값과 분포범위 모두가 커서, 전환율의 지역별 분포도 품목 간에 차이가 있음이 확인된다.

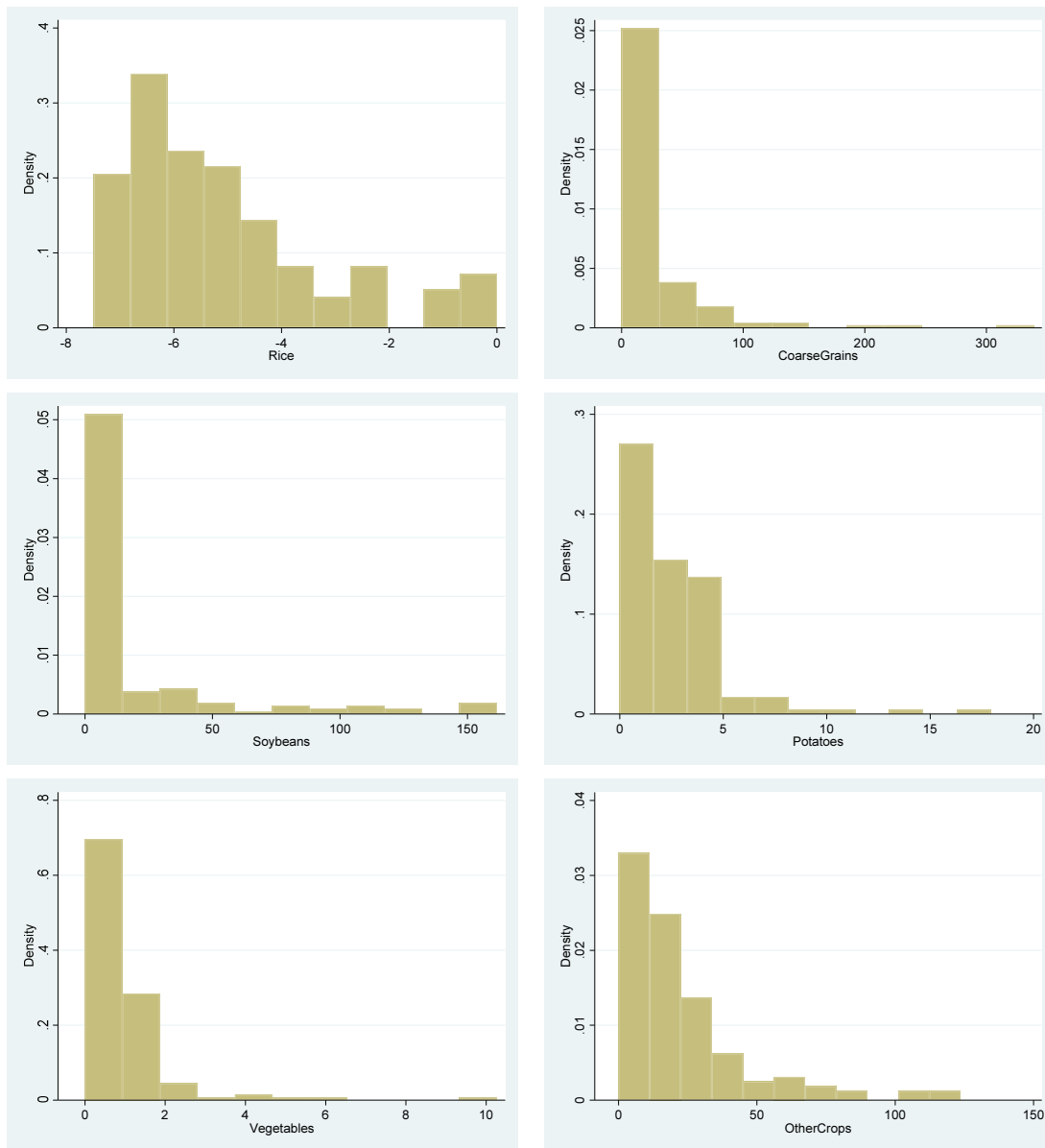


Figure 2. The Shares of Converted Land: Kernel Density (%)

## V. 요약 및 결론

지역농업의 품목별 농지이용형태는 다양한 경제 및 환경적 영향을 받아 변한다. 이러한 변화에 미치는 요인과 그 영향을 분석함에 있어 지역단위의 최적화모형이 유용하게 사용될 수 있다. 하지만 기존의 모형들은 생산자들이 가격이나 생산성의 불확실성 하에 놓여있고, 그러한 위험도에 대한 선호도를 반영하는 의사결정을 한다는 것을 명시적으로 고려하지 않는 문제가 있다. 본고는 Paris(2018)가 개발한 모형을 지역단위 농업에 변형·적

용하여 지역단위 농업생산자료와 일관성을 가지도록 하는 생산자의 위험회피성향을 도출하였다.

본고는 또한 도출된 위험회피성향을 반영하여 쌀 농업에서 타품목으로 전환하는 것을 지원하는 정부정책의 지역별·품목별 영향을 분석하고 위험회피도 반영 여부가 의사결정에 미치는 영향을 분석하였다. 본고의 분석에 의하면 위험회피도 반영 여부는 정책효과 예측에 있어 그 크기와 성격면에 있어 차이를 유발하며, 따라서 이를 반영하는 모형분석이 필요함을 보여준다.

Paris(2018)의 모형을 응용하고 최초로 실제 경제자료에 적용한 본고의 접근법이 유용하고 정책적 시사점 도

출에도 활용될 수 있지만, 생산자료 특히 비용자료의 공간적 해상도를 더 높이는 방안을 찾을 필요도 있다. 아울러 생산자가 처한 위험도를 나타내는 순가격의 분산-공분산 행렬에 대한 보다 신뢰할만한 추정결과를 얻는 것이 분석결과에 큰 영향을 미치기 때문에 이에 대한 자료의 한계 등도 지적하고자 한다.

- 주1) 아래의 분석모형 도출은 Paris(2018)을 참조한 것이지만 원 설명의 불명확한 부분을 제거하고 본고가 사용할 자료의 특성에 맞도록 도출과정이 변형되었다.
- 주2) PMP기법은 한국 농업자료에 대해 Park et al.(2015), Lee et al.(2017), Kwon et al.(2019) 등이 적용한 바 있고, Kwon(2019, 제10장)이 이론적 근거와 적용절차를 자세히 설명한다.
- 주3) 특별시와 광역시는 광역자치단체로서 기초자치단체를 의미하는 시군과는 차이가 있지만, 본고에서는 시군의 하나로 간주하여 분석자료에 포함하였다.
- 주4) [지역별농산물소득조사]에서는 해당 지역에서 많이 재배되는 품목 중심으로 생산비 자료를 조사한다. 따라서 특정 품목의 생산비 자료가 없는 지역은 해당 품목 생산에 다소 불리한 여건을 가지고 있는 것으로 볼 수 있다. 이러한 생산의 불리함을 1.1배의 비용으로 반영해주었다.
- 주5) 이 과정에서 제외된 지역은 의정부시, 부천시, 동두천시, 인천, 동해시, 태백시, 속초시, 단양군, 증평군, 계룡시, 목포시, 영양군, 영덕군, 청도군, 울진군, 울릉군이다.

본 논문은 농촌진흥청 공동연구사업(세부과제명: 빅데이터를 활용한 스마트팜 농가 수익 최적화 모델 개발, 세부과제번호: PJ013847012020)의 지원에 의해 이루어졌음.

## Reference

1. Ahn, Byeong-il, and Jeongho Kim, 2002, "An Analysis of Risk Attitudes of Vegetable Producers," *Journal of Rural Development*, 25(3), 19-35.
2. Anderson, J. R., J. R. Dillon, and J. B. Hardaker, 1977, *Agricultural Decision Analysis*, Iowa State University Press.
3. Aerts, S., G. Haesbroeck, and C. Ruwet, 2015, "Multivariate Coefficients of Variation: Comparison and Influence Functions," *Journal of Multivariate Analysis*, 142, 183-198.
4. Azar, S. A., 2006, "Measuring Relative Risk Aversion," *Applied Financial Economics Letters* 2, 341-345.
5. Charnes, A. and W. W. Cooper. 1959, "Chance-Constrained Programming," *Management Science* 6, 73-79.
6. Chavas, J.-P. and M. T. Holt, 1996, "Economic Behavior under Uncertainty: A Joint Analysis of Risk Preferences and Technology," *Review of Economics and Statistics*, 78(2), 329-335.
7. Hardaker, J. B., G. Lien, J. R. Anderson, and R. M. M. Huirne, 2015, *Coping with Risk in Agriculture: Applied Decision Analysis*, 3rd ed., CABI.
8. Hazell, P. B. R. and R. D. Norton, 1986, *Mathematical Programming for Economic Analysis in Agriculture*, Macmillan.
9. Holt, C. A. and S. K. Laury, 2014, "Assessment and Estimation of Risk Preferences," in M. Machina and K. Viscusi, eds., *Handbook of the Economics of Risk and Uncertainty*, Vol 1, North-Holland, 135-201.
10. Howitt, R. E., 1995, "Positive Mathematical Programming," *American Journal of Agricultural Economics*, 77, 329-342.
11. Ji, Hyun-Seo, and Tae-Kyun Kim, 2010, "Measuring Risk Attitudes of Apple Producer," *The Korean Journal of Agricultural Economics*, 51(2), 89-107.
12. Just, R. and R. D. Pope, 1978, "Stochastic Specification of Production Functions and Economic Implications," *Journal of Econometrics*, 7(1), 67-86.
13. Kumbhakar, S. C., 2002, "Risk Preferences and Technology: A Joint Analysis," *Marine Resource Economics*, 17, 73-76.
14. Kwon, Oh-Sang, 2002, "Joint Estimation of Risk Preference Structure and Technology in Korean Rice Farming," *The Korean Journal of Agricultural Economics*, 43(3), 77-91.
15. Kwon, Oh-Sang, 2019, *Production Economics*, Parkyoungsa.
16. Kwon, Oh-Sang, Seung-Ho Lee, and Hyunkyung Cho, 2019, "Analyzing Regional Agricultural Production Responses using a Positive Mathematical Programming Method," *The Korean Journal of Agricultural Economics*, 60(1), 19-42.
17. Lee, Seung-Ho, Oh-Sang Kwon, and Sung-Won Kang, 2017, "Economic Impacts of Agricultural Water Shortages in Korea - A Combined Top-down and Bottom-up Model Analysis," *Journal of the Korean Society of Rural Planning*, 23(4), 111-126.
18. Lin, Qing-Long, Jun-Ho Ueo, and Tae-Kyun Kim, 2015, "Measuring the Relative Risk Aversion Coefficients of Apple Farmers," *Journal of the Korea Academia-*

- Industrial Cooperation Society, 16(2), 1036-1044.
19. Love, A. H. and S. T. Buccola, 1991, "Joint Risk Preference-Technology Estimation with a Primal System," *American Journal of Agricultural Economics*, 73(3), 765-773.
  20. Luenberger, D. G. and Y. Ye, 2008, *Linear and Nonlinear Programming*, 3rd ed., Springer.
  21. Mérel, P., and S. Bucaram, 2010, "Exact Calibration of Programming Models of Agricultural Supply against Exogenous Supply Elasticities," *European Review of Agricultural Economics*, 37(3), 395-418.
  22. Mérel, P., L. K. Simon, and F. Yi, 2011, "A Fully Calibrated Generalized Constant-Elasticity-of-Substitution Programming Model of Agricultural Supply," *American Journal of Agricultural Economics*, 93(4), 936-948.
  23. Ministry of Agriculture, Food and Rural Affairs, 2018, January 5, The Project Promoting Dry-field Crop Cultivation in Paddy-fields, Press release.
  24. Moschini, G. and D. A. Hennessy, 2001, "Uncertainty, Risk Aversion, and Risk Management for Agricultural Producers" in B. L. Gardner and G. C. Rausser, eds., *Handbook of Agricultural Economics Vol 1, Part A*, Elsevier, 87-153.
  25. Paris, Q., 2018, "Estimation of CARA Preferences and Positive Mathematical Programming," *Open Journal of Statistics*, 8, 1-13.
  26. Paris, Q., 2015, "The Dual of the Least-Squares Method," *Open Journal of Statistics*, 5, 658-664.
  27. Park, Kyung-Won, Oh-Sang Kwon and Kwang-Soo Kim, 2015, "The Regional Impacts of Climate Change on Korean Agriculture: A Positive Mathematical Programming Approach," *The Korean Journal of Economic Studies*, 63(1): 61-92.
  28. Pope, R. D. and A. Saha, 2002, "Can Indirect Approaches Represent Risk Behavior Adequately?" in R. E. Just and R. D. Pope, eds., *A Comprehensive Assessment of the Role of Risk in U.S. Agriculture*, Kluwer Academic Publishers.
  29. Rhew, Chanhee, Jeongsup Kim, Taehun Kim, Yongho Choi, Naewon Oh, Jiyeon Park, and Junhyeok Lim, 2019, *Structural Transformation in Korean Agriculture: Changes and Challenges (Year 1 of 2)*, R891, Korea Rural Economic Institute.
  30. Saha, A., C. R. Shumway, and H. Talpaz, 1994, "Joint Estimation of Risk Preference Structure and Technology Using Expo-Power Utility," *American Journal of Agricultural Economics*, 76(2), 173-184.
  31. Yu, Chang-hwan, Min-ju Kim, and Sang-lae Lee, 2016, "An Analysis of Risk Attitude and Optimal Sales Based on Apple Farmers – Focus on Monthly Wholesale Price and Save Cost," *Korean Journal of Food Marketing Economics*, 33(2), 39-60.
- 
- Received 25 May 2020
  - First Revised 28 July 2020
  - Accepted 28 July 2020