

수입보험 기준가격 설정에 관한 연구*

최예준** 정원호***

Keywords

수입보험(revenue insurance), 평년가격(common year price), 수급모형(supply and demand model), 선물가격(future price)

Abstract

Although crop revenue insurance has an advantage of ensuring farm revenue more stably compared with crop yield insurance, it is not easy to determine a base price on which the guaranteed revenue is determined. During two table top exercises from 2013 to 2014, the government applied common year price(historical average of market prices) for the base price. However, the common year price has a limitation of not reflecting the current market situation and raising an adverse selection problem. To determine more appropriate base price, this study compares three base price candidates; common year price, predicted price based on the supply and demand model, and theoretical future price. The result shows that the two predicted prices, common year price and the predicted price based on the supply and demand model are similar to actual prices. Even though the predicted price based on the model is more accurately predicted than common year price, the gap is not significantly large. Therefore, considering the objectivity security and ensuring common year revenue, the common year price is concluded to be the most reasonable as base price. The predicted price from the model could be considered as a reference for calculating insurance premium more accurately.

차례

1. 서 론
2. 수급모형 구조와 추정 결과
3. 수확기 산지가격 전망치 비교
4. 요약 및 결론

* 본 연구는 2015년 한국농촌경제연구원 정책보고서 「농업수입보장보험 도입을 위한 농산물 기준가격 산출방안」의 결과와 이를 바탕으로 작성된 최예준(2015)의 석사논문 “수입보장보험의 효과적 도입에 관한 연구”의 결과물을 수정·보완하여 작성한 것임.

** 한국농촌경제연구원 연구원.

*** 부산대학교 농업경제학과 조교수, 교신저자. e-mail: wchung@pusan.ac.kr

1. 서론

농업수입보장보험(이하 “수입보험”)은 농가가 보험에 가입한 농산물 품목에 대하여 자연재해 등으로 인한 수확량 감소나 가격 하락으로 조수입(이하 “수입”)이 감소할 경우 보험 가입 시 정한 보장수준까지 수입을 보장해 주는 제도이다. 최근 기상이변으로 인한 빈번한 자연재해와 WTO, 한·미 FTA 등 시장개방 확대로 우리 농가의 소득불안정이 심화됨에 따라 2001년에 도입된 기존의 농작물재해보험(이하 “재해보험”)만으로는 충분치 않아 보다 종합적으로 소득 또는 수입을 보장해 주는 보험제도의 필요성이 제기되어 왔다. 이에 따라 우리 정부는 2013년과 2014년 두 차례의 도상연습을 거쳐 수입보험의 효과성과 도입가능성을 점검하고 2015년에 양파, 콩, 포도 등 세 품목을 대상으로 시범사업을 시작하였다.

수입보험은 농산물의 수확량은 물론 가격 변동까지 감안하여 농가소득을 안정적으로 보장하므로 재해보험에 비해 생산자 후생효과가 크다는 장점이 있는 반면 보험설계시 고려할 사항이 상대적으로 많다(정원호 외 2013). 그동안 수차례의 연구용역을 통하여 수입보험 설계방안, 가입품목 검토, 수확량 측정방식, 보험가입 및 보험금 지급방식, 역선택 및 도덕적 해이 감소 방안 등 다양한 문제점을 해결해 왔다(박동규 외 2013; 정원호 외 2013; 오내원 외 2014). 그러나 수입보험이 효과적으로 운영되기 위해서는 보험금의 지급기준이 되는 기준수입¹의 적절한 설정이 핵심이고 기준수입 산정에는 객관적인 기준가격이 적용되어야 함에도 불구하고 기준가격 설정방식에 대하여 아직도 의견이 분분하다.

그동안 두 차례의 도상연습에서 사용한 기준가격은 보험가입 직전 5개년 도매시장 가격의 올림픽평균(5개년도 중 최고치와 최저치를 제외한 나머지 3개년의 평균)을 적용하는 평년가격법을 이용하였다. 이 방식은 비교적 계산이 단순하고 객관적이며 농가에 대한 과거 평년수입을 보장해 줌으로써 농가소득안정에 기여할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 보험가입 시점의 시장 수급상황을 보험 기준가격 설정에 반영하지 못하므로 가입농가들의 역선택을 야기할 수 있다는 단점이 있다. 예컨대 기준가격이 직전 5년 올림픽 평균에 따라 정해지므로 만약 가입 시점에서 향후 초과공급이 예상될 경우 수확기 가격하락 우려에 따른 가입률 폭증으로 이어질 수 있고 반대의 경우 가입률 저조를 가져올 수 있다.

¹ 수입보험의 도입취지인 농가별 평년수입 보장을 감안할 때 기준수입은 농가별로 과거 조수입 자료의 평균치를 적용하는 것이 바람직하나 현재 우리나라 경종농가들은 소득세 면제대상이므로 조수입이나 소득 파악이 어려워 농가별로 수확량에 산지가격을 곱하는 방식으로 기준수입을 산출한다.

따라서 본 연구의 목적은 평년가격(직전 5년 올림픽 평균)이 당해 연도 수확기 가격을 얼마나 잘 설명해 주면서 기준가격으로 타당한지를 분석하는 것이다. 본 연구는 평년가격 방식의 대안으로 중기선행관측모형을 활용한 수급모형방식과 이론적 선물가격 산출방식을 이용하여 수입보험 시범사업 품목 중 하나인 양파²의 수확기 가격을 전망한 후 평년가격과 비교 검토한다. 수급모형방식과 이론적 선물가격 산출방식은 가입월의 수급상황과 시장가격을 적절히 반영한 수확기 가격 예측이 가능하므로 평년가격 방식에 비해 농가의 역선택을 완화시킬 수 있다고 기대된다.

국내에서 수입보험에 관한 연구는 황인섭(1999)이 캐나다의 수입보험 도입사례를 소개하며 시작되었다. 그 후 2001년 국내에 농작물재해보험이 도입되고 재해보험과 연계하여 수입보험을 소개하며 그 효과를 비교하는 연구들이 일부 진행되었다(김태균 2001; 최경환 외 2010; 정원호 2014). 수입보험 도입에 관한 구체적인 연구는 2012년 수입보험 도입검토를 위한 TF가 구성되고 두 차례의 도상연습이 실시되며 본격화되었다(박동규 외 2013; 정원호 외 2013; 오내원 외 2014). 그동안 선행연구들이 수입보험 설계, 도입품목, 운영방식, 정보의 비대칭문제 해소방안 등 수입보험 도입과 관련된 다양한 현안들을 다루었으나 본 연구가 분석하는 수입보험 기준가격 설정방안을 제시한 연구는 아직 없다.

해외에서는 미국이 1996년에 수입보험을 도입하면서 수입보험에 관한 비교적 많은 연구들이 진행되어왔다. Turvey(1992), Hennessy 외(1997), Makki and Somwaru(2001), Shaik 외(2008)는 재해보험과 비교하여 수입보험의 도입효과를 다양한 방식으로 분석하였다. Skokes(2000)과 Goodwin 등(2000)은 각각 옵션가격 산출방식과 조건부 이분산성(Conditional Heteroskedasticity) 모형을 이용하여 수입보험료를 산출하였다. 그러나 수입보험이 활성화된 미국도 수입보험 기준가격 산정에 관한 연구를 진행한 바 없다. 그 이유는 미국의 경우 농산물 선물거래시장이 활성화되어있어 과일 등 선물거래 대상이 아닌 일부 품목을 제외한 대부분의 품목에 대해 수확기 선물시장 가격을 수입보험 기준가격으로 이용하고 있기 때문이다.

양파 산지가격 전망을 위해 활용 가능한 국내 농산물 수급모형에 관한 연구는 비교적 폭넓게 진행되어 왔다. 김명환 외(2000)는 주요 채소 및 과일의 수급함수를 추정하였으며 각각의 품목에 대한 재배면적반응함수, 가격신축성함수, 수요함수를 계측하여 수급과 가격상의 특성을 규명하였다. 다양한 품목들을 3개의 함수(재배면적반응함수,

² 2015년 수입보험 시범사업 품목으로는 양파, 포도, 콩이 있으나 포도와 콩의 경우 월별 출하물량 자료와 개별 품종별 단수데이터가 없어 상세한 모형추정에는 한계가 있으므로 양파를 채택하였다.

가격신축성함수, 수요함수)를 이용하여 추정하였으므로 모형이 비교적 간단하다는 장점은 있으나, 양파의 세부적인 특성을 감안하지 못한 한계가 있다. 김정덕 외(2002), 이용선 외(2006), 그리고 김명환 외(2008, 2013)는 한국농촌경제연구원(KREI) 종합수급모형을 구축·갱신하며 국내외 다양한 농업관련 거시경제변수들을 고려하였으나 역시 품목별 세부 특성들은 반영하지 못 하였다. 이와 함께 양념채소에 대한 중·단기 가격, 생산, 소비, 수입 등을 예측한 연구들(박기환 외 2007; 한석호 외 2010; 김배성 외 2010)이 다양하게 이루어져 왔으나 수입보험 기준가격으로 활용하기 위한 6개월 이상 전망치를 정교하게 도출하는 데는 한계가 있다. 김라이와 김인석(2014)은 마늘에 대해 중기선행관측모형을 구축·추정함으로써 6개월 이상 중기 가격 전망치를 비교적 정교하게 추정하였으나 여타 품목에 대한 중기 가격 전망치를 도출한 연구는 거의 없다. 이에 따라 본 연구는 양파의 작물학적 특성과 다양한 경제변수들을 종합적으로 반영하는 중기선행관측모형을 구축하여 수확기 산지가격을 전망하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 양파 수급모형의 세부 구조와 모형 추정 결과를 소개한다. 제3장은 세 가지 방식으로 산출한 양파의 수확기 산지가격 전망치를 비교·분석한다. 즉, 제2장에서 추정한 수급모형을 바탕으로 전망한 가격 예측치와 함께 평년 수확기가격(직전 5개년 올림픽평균가격)과 이론적 선물가격을 실제 수확기 가격과 비교함으로써 어느 전망가격을 수입보험 기준가격으로 활용 가능한지 여부 등 시사점을 도출한다. 제4장은 요약 및 결론이다.

2. 수급모형 구조와 추정 결과

2.1. 수급모형 개요

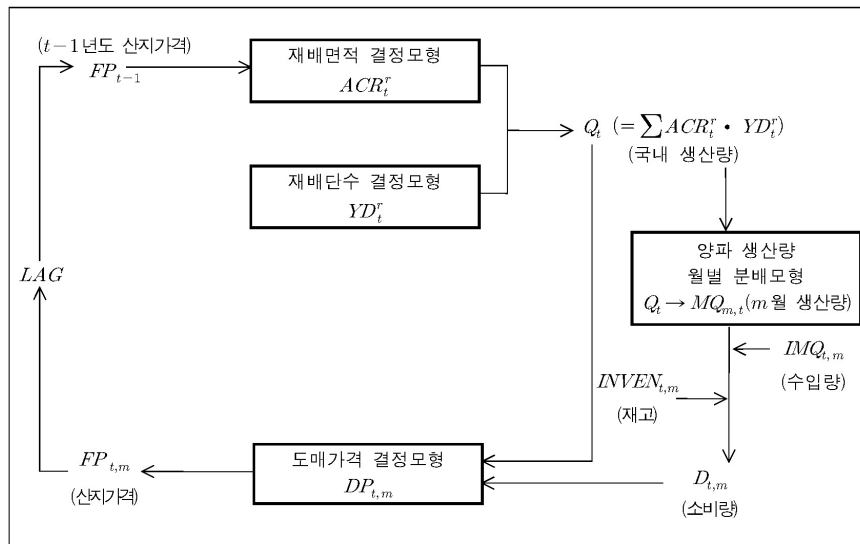
수급모형방식을 통한 산지가격 전망을 위해 양파의 생산부터 도매시장 반입까지의 일련의 과정을 추정하여 중기선행관측모형을 구축했다.³ 추정을 위해 지역별로는 양파 재배면적, 재배단수 결정모형을, 월별로는 양파 출하, 수입, 재고, 도매가격, 산지가격

³ 단순히 산지가격 전망을 위해서는 가격결정모형만을 구축하여 시계열 분석을 수행할 수도 있다. 그러나 수입보험 기준가격으로서의 가격전망치는 역선택 문제 방지를 위하여 가입시점의 재배면적을 반영해야 하고 재배단수에 영향을 주는 기후변수 추이 등도 고려해야 하므로 본 연구는 수급모형을 구축하여 가격전망치(기준가격)를 도출하였다.

결정모형을 도입하였다. 각 모형들은 과거 실제치 자료를 기초로 합동(pooled) OLS 방식⁴으로 추정하였고, 추정된 각각의 모형들은 서로 축차적으로 연관되어있다.

양파의 수급구조모형은 재배면적 및 재배단수 결정모형으로부터 시작되며 지역별 재배면적과 재배단수는 전기 산지가격에 영향을 받는다. 지역별 재배면적과 재배단수를 곱하면 지역별 생산량이 되며 지역별 생산량을 모두 합하면 국내 전체 생산량을 산출할 수 있다. 월별 출하량도 전기 산지가격에 영향을 받으며 월별 출하비중에 전체 생산량을 곱하여 구할 수 있다. 월별 양과 소비량은 월별 출하량과 월별 재고감소분 그리고 월별 수입량을 합산하여 산출한다. 여기서 월별 재고 및 월별 수입량은 재고, 수입결정모형을 통해 산출된다. 양과 월별 도매시장가격은 앞에서 산출한 월별 양과 소비량에 영향을 받는 역수요함수 구조이고, 월별 산지가격은 도매시장가격에 의해 결정된다. 마지막으로 양과 산지가격은 내년도 재배면적과 재배단수 결정모형에 영향을 주는 축차적인 구조이다. 이상 각 모형의 연관관계를 정리하면 <그림 1>과 같다.⁵

그림 1. 양파 수급구조 개념도



4 패널자료 형식인 재배면적과 재배단수의 경우 hausman 테스트 결과, 고정효과(fixed effect)모형을 채택하는 것으로 나타났다. 고정효과(within)모형과 LSDV(Least Square Dummy Variable)모형(패널더미(지역더미) 변수를 추가한 합동 OLS 모형)의 추정 결과는 개체특성변수 포함 여부를 제외하면 여타 설명변수에 대한 추정계수는 동일하다(Greene 2003: 287-289; 민인식과 최필선 2013: 120-122). 본 연구에서는 추정 결과를 기초로 지역별 재배면적과 재배단수를 전망하므로 개체특성변수(지역변수) 더미를 포함하는 OLS 모형을 추정하였다.

5 재배면적과 재배단수 결정모형은 연간모형이고 나머지 모형들은 모두 월간모형이다.

2.2 양파 수급모형의 추정

2.2.1 연산 연도의 적용

양파의 수급모형 구축을 위해 일반적인 1월부터 12월까지의 회계 연도가 아닌 4월부터 익년 3월까지의 연산 연도를 적용한다. 양파의 경우 4월부터 6월까지가 수확기이고 7월 이후로는 저장출하기이다. 본 연구에서는 양파생산자들의 의사결정에 기초가 되는 양파 도매가격 및 산지가격을 기초로 추정이 이루어지므로 양파의 생산에 맞추어진 연산연도를 적용하여 분석하였다. 따라서 연도별 자료는 연산 연도 기준에 의한 평균을 적용하여 설정했다.

2.2.2 양파 재배면적 결정모형

지역별 양파의 재배면적 결정모형은 양파의 주산지인 전남, 경북, 경남, 제주 등 총 4개⁶의 지역에 대한 각각의 재배면적 함수를 2000~2014년의 연간 데이터를 바탕으로 추정하였다. 연도(t)별, 지역(r)별 양파의 재배면적(ACR_t^r)은 각 지역별 전기 재배면적(ACR_{t-1}^r), 연도별 전기 산지가격(FP_{t-1})과 전기 농촌노임(WG_{t-1})의 상대가격, 재배면적 추세($TREND$)에 의해 결정되는 것으로 설정하였다.

$$(1) \quad ACR_t^r = f\left(ACR_{t-1}^r, \frac{FP_{t-1}}{WG_{t-1}}, TREND, Dum^r\right)$$

<표 1>은 식 (1)을 토대로 추정된 결과이다. 추정 결과에 의하면 모든 변수들이 10% 이내의 유의수준으로 추정되었으며 결정계수도 0.967로 상당히 높게 나타났다. 전기 지역별 재배면적은 당해의 재배면적과 양(+)의 관계가 있는 것으로 추정되었다. 전기 실질산지가격(FP_{t-1}/WG_{t-1})도 당해 재배면적에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 이는 전기 실질산지가격 증가가 당해의 재배면적을 증가시키는 것을 의미한다.

⁶ 2013년도 기준 전체 생산량 대비 각 지역별 생산량 비율은 전남 45%, 경북 14%, 경남 29%, 제주 3%로 해당 4개의 지역이 전체 양파생산량의 대부분을 차지하고 있다.

표 1. 양파 재배면적 결정모형 추정 결과

Variable	Estimate	t-value
ACR_{t-1}^r	0.661643	5.32***
FP_{t-1}/WG_{t-1}	289.9969	2.8***
$TREND$	58.89098	1.85*
$Dum_{경북}^{경북}$	-2628.75	-2.9***
$Dum_{경남}^{경남}$	-2132.08	-2.68**
$Dum_{제주}^{제주}$	-3100.01	-2.85***
constant	-116194	-1.84*
R-Square	0.967	
Number of obs	52	

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

2.2.3. 양파 재배단수 결정모형

연도(t)별, 지역(r)별 양파의 재배단수(YD_t^r)는 각 지역별 전기 재배단수(YD_{t-1}^r), 연도별 전기 실질산지가격(FP_{t-1})과 농촌노임(WG_{t-1})의 상대가격, 지역별 3~4월 평균기온($TEMP^r$)⁷ 그리고 추세($TREND$)에 의해 결정되는 것으로 설정한 후, 앞에서 추정한 재배면적 결정모형에서와 동일한 4개 지역(전남, 경북, 경남, 제주)에 대하여 각각 재배단수 결정모형을 추정하였다.

$$(2) \quad YD_t^r = f\left(YD_{t-1}^r, \frac{FP_{t-1}}{WG_{t-1}}, TEMP^r, TREND, Dum^r\right)$$

추정 결과, 전기 재배단수는 당해 재배단수에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전기 실질산지가격(FP_{t-1}/WG_{t-1})도 양의 관계로 나타났는데, 이는 양파생산자가 전기 양파 실질산지가격이 높을 경우 당해의 가격도 높을 것으로 기대하여 양파생산을 늘리기 위한 노력과 투입재 등을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 3~4월 평균 기온은 따뜻할수록 양파 단수에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났으며, 이는 양파 수확기(4~6월) 직전 월인 3~4월 평균기온이 양파 재배단수에 통계적으로 유의하게 영향을 미치는 것으로 해석된다.

⁷ 작물학적으로 재배단수에 영향을 주는 변수로는 1~2월 평균기온, 3~4월 평균기온, 5~6월 평균기온 3~6월 강수량 등이 있음. 분석 결과, 통계적으로 유의한 3~4월 평균기온만을 설명 변수로 채택하였다.

표 2. 양파 재배단수 결정모형 추정 결과

Variable	Estimate	t-value
YD_{t-1}^r	0.26076	2.05**
FP_{t-1}/WG_{t-1}	264.3036	3.59***
$TEMP^r$	246.3391	2.87***
$Dum_{전남}$	563.1354	1.9*
$Dum_{경북}$	1165.137	3.7***
$Dum_{경남}$	816.1655	3.36***
$TREND$	31.94426	1.39
constant	-63605.9	-1.39
R-Square	0.5485	
Number of obs	52	

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

2.2.4. 양파 월별 출하모형

양파의 월별 출하량은 연간 전체 생산량에 월별 출하비중을 곱하여 산출할 수 있다. 여기서 연간 전체 생산량은 앞서 추정한 지역별 재배면적과 지역별 재배단수의 곱들을 합산함으로써 계산할 수 있으나 월별 출하비중은 추가적인 추정이 필요하다. 모형추정을 위해 월별 출하비중을 월별 가락시장 양파 반입량을 기준으로 계산한다. 이어서 월(m)별 출하비중($RATE_{t,m}$)은 전기 월별 출하비중($RATE_{t-1,m}$), 전기 월별 산지가격($FP_{t-1,m}$)과 농촌노임($WG_{t-1,m}$)의 상대가격에 의하여 결정되는 것으로 설정하였다.

$$(3) \quad RATE_{t,m} = f(RATE_{t-1,m}, \frac{FP_{t-1,m}}{WG_{t-1,m}}, Dum_m)^8$$

추정 결과에 의하면, 결정계수가 0.7969로 비교적 높으며 모형 내 모든 변수들이 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 월별 출하비중은 전기 월별 출하비중과 양의 관계가 있으며, 전기 월별 실질산지가격(FP_{t-1}/WG_{t-1})과도 양의 관계가 있는 것으로 나타났다.

⁸ 월별더미는 모든 월에 대한 더미를 포함하여 추정한 후 통계적 유의성이 높은 월별더미만 최종모형에 포함하였다.

표 3. 양파 월별 출하모형 추정 결과

Variable	Estimate	t-value
$RATE_{t-1,m}$	0.29428	3.78***
$FP_{t-1,m}/WG_{t-1,m}$	0.000596	1.82*
$Month_1$	-0.00478	-2.16**
$Month_2$	-0.01291	-5.15***
$Month_5$	0.025576	7.19***
$Month_6$	0.017294	6.27***
$Month_{12}$	-0.00412	-1.89*
constant	0.05426	8.24***
R-Square	0.7969	
Number of obs	144	

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

2.2.5. 양파 재고 결정모형

양파는 저장이 가능한 품목이다. 월 출하량뿐만 아니라 저장된 양파도 시장에 유통되므로 양파의 재고량은 양파의 수요 및 도매가격에 영향을 줄 수 있기에 양파의 재고량을 수급모형에 포함하여 추정하였다. 재고 결정모형에서, 양파의 월(m)별 재고($INVEN_{t,m}$)는 해당 연도(t)의 생산량(Q_t)과 전월 실질도매가격($DP_{t,m-1}/CPI_{t,m-1}$)에 영향을 받는 것으로 가정하였다.⁹ 재고증감의 월별 특성을 반영하기 위해 월별 더미변수($Month_m$)를 추가하였다. 또한, 양파의 특성상 수확기인 4월에서 7월 동안의 기간은 재고가 미미하므로 4월~7월의 재고량은 0으로 가정하여 추정하였다.¹⁰ 따라서 추정에 의한 예측치도 마찬가지로 4~7월의 값은 0으로 처리하였다.

$$(4) \quad INVEN_{t,m} = f(Q_t, DP_{t,m-1}/CPI_{t,m-1}, Month_m)$$

추정 결과를 살펴보면, 모형의 결정계수가 0.9743으로 매우 높은 설명력을 나타내며 전월 실질도매가격변수는 10% 유의수준에서, 그 외 변수들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 생산량(Q_t)의 계수는 양으로서 생산량 증가가 월별 재고 증가에 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 전월 실질도매가격($DP_{t,m-1}/CPI_{t,m-1}$)의 계수는 음으로 나타

⁹ 본 논문의 실질가치는 모두 CPI(소비자물가지수)를 적용하여 산출하였다.

¹⁰ 이 기간의 재고가 대단히 미미하므로 KREI 관측센터에서도 자료를 집계하지 않아 0으로 처리할 수밖에 없는 한계가 있었다.

났으며 이는 직전 월의 높은 도매가격이 당월의 재고량의 감소에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 월별 더미변수의 계수들은 월별 특성을 강하게 나타내며 수확기 직후인 8월부터 다음 수확기까지 재고량이 서서히 하락하고 있는 추세를 반영하고 있다.

표 4. 양파 재고 결정모형 추정 결과

Variable	Estimate	t-value
Q_t	0.095163	3.72***
$DP_{t,m-1}/CPI_{t,m-1}$	-4859.66	-1.84*
$Month_1$	-74644.1	-3.75***
$Month_2$	-143992	-7.25***
$Month_3$	-218327	-11.01***
$Month_4$	-263922	-13.25***
$Month_5$	-268088	-13.26***
$Month_6$	-273428	-13.04***
$Month_7$	-270725	-13.18***
$Month_8$	310106.4	15.37***
$Month_9$	258491.6	13.02***
$Month_{10}$	174361.9	8.77***
$Month_{11}$	93441.26	4.71***
constant	177386.7	4.22***
R-Square	0.9743	
Number of obs	84	

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

2.2.6. 양파 수입량 결정모형

양파의 수입은 2007년 이후로 꾸준히 발생하고 있다. 2008년부터 2013년까지 월별 평균 수입량¹¹은 월별 출하량 대비 4%대로 높지 않은 수준이지만, 몇몇 기간에서는 해당 월별 출하량 대비 15%가 넘게 수입이 되기도 하였다.¹² 본 모형에서는 양파의 수입량($IMQ_{t,m}$)이 전기 양파 수입량($IMQ_{t-1,m}$), 전기 원화환산 수입단가($IMP_{t-1,m} \times EXCH_{t-1,m}$)에 의해 결정되는 것으로 설정했다.

¹¹ 양파 수입량 산출은 박기환 외(2007)를 참조하여 신선냉장양파의 경우 100%, 건조양파는 7.2%, 냉동양파 85%, 초산조제양파는 85%의 가중치를 곱한 후 각각 합산하는 방식을 적용했다.

¹² 양파 수출의 경우 2008년도부터 2013년도까지 월별 출하량 대비 0.1% 수준으로 매우 미미하게 발생하여 본 연구에서 제외하였다.

$$(5) \quad IMQ_{t,m} = f(IMQ_{t-1,m}, IMP_{t-1,m} \times EXCH_{t-1,m}, Month_m, Year_t)$$

<표 5>에 의하면 전기 월별 수입물량은 당해 연도의 수입물량에 음(-)의 영향을 주는 것으로 추정되었다. 원화로 환산한 전기 수입단가 계수도 음으로 나왔으며 이는 전년도 수입단가의 상승이 금년도 수입업자들의 수입량 하락으로 이어졌음을 의미한다.

표 5. 양파 수입량 결정모형 추정 결과

Variable	Estimate	t-value
$IMQ_{t-1,m}$	-0.20963	-1.89**
$IMP_{t-1,m} \times EXCH_{t-1,m}$	-0.01343	-3.97***
$Month_1$	-6154.9	-3.67***
$Month_2$	-4963.4	-2.97***
$Month_3$	-4109.43	-2.49***
$Month_4$	-4774.73	-2.92***
$Month_5$	-5637.47	-3.2***
$Month_6$	-9307.58	-4.78***
$Month_7$	-8988.22	-5.14***
$Month_8$	-8015.99	-4.64***
$Month_9$	-6613.34	-3.61***
$Month_{10}$	-6148.44	-3.73***
$Month_{11}$	-5799.31	-3.32***
$Year_{2009}$	-5238.58	-4.77***
$Year_{2010}$	-3855.06	-3.07***
$Year_{2011}$	-4219.28	-4.47***
constant	17940.91	9.35***
R-Square	0.6218	
Number of obs	67	

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

2.2.7 양파 도매가격 결정모형

본 연구에서는 역수요함수를 이용하여 월별 양파 도매가격이 월별 양파 소비량에 영향을 받는 것으로 설정하였다. 여기서 월별 양파 소비량($D_{t,m}$)은 수요와 공급이 일치하여 재고를 제외한 시장공급량이 모두 소비된다는 가정하에 당월 시장 월별 출하량($MQ_{t,m}$)과 월별 수입량($IMQ_{t,m}$) 그리고 월별 재고 감소분(전월 재고량($INVEN_{t,m-1}$))

- 당월 재고량($INVEN_{t,m}$)을 모두 합산한 물량이다. 추정모형에서는 실질도매가격($DP_{t,m}/CPI_{t,m}$)이 전기 실질도매가격($DP_{t-1,m}/CPI_{t-1,m}$), 수요량($D_{t,m}$), 전기 실질수입단가($IMP_{t-1,m} \times EXCH_{t-1,m}/CPI_{t-1,m}$)에 의하여 결정되는 것으로 설정했다.

$$(6) \quad DP_{t,m}/CPI_{t,m} = f(DP_{t-1,m}/CPI_{t-1,m}, D_{t,m}, IMP_{t-1,m} \times EXCH_{t-1,m}/CPI_{t-1,m}, Month_m, Year_t)$$

<표 6>의 추정 결과에 의하면, 전기 실질도매가격 계수 추정치가 음으로 나타났는데, 이는 전기 가격 상승이 당해 연도 생산량을 증가시켜 당해 연도 가격 하락으로 이어짐을 의미한다. 수요량의 경우는 경제이론에 부합되게 음의 관계로 나타났으며 이는 수요곡선의 기울기가 음임을 나타낸다.

표 6. 양파 도매가격 결정모형 추정 결과

Variable	Estimate	t-value
$DP_{t-1,m}/CPI_{t-1,m}$	-0.4940415	-5.36***
$D_{t,m}$	-0.0000166	-2.52**
$IMP_{t-1,m} \times EXCH_{t-1,m}/CPI_{t-1,m}$	-0.0003212	-2.27**
$Month_4$	-2.109932	-3.8***
$Month_5$	-3.85691	-6.61***
$Month_6$	-3.374858	-5.31***
$Month_7$	-2.70351	-4.04***
$Month_8$	-2.662243	-2.09**
$Year_{2007}$	-2.12504	-4.93***
constant	16.08544	11.5***
R-Square	0.5816	
Number of obs	78	

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

2.2.8. 양파 산지가격 결정모형

양파 산지가격($FP_{t,m}$)은 양파 도매가격($DP_{t,m}$)과 1:1 관계로 추정하였다. 추정모형은 식 (7)과 같다.

$$(7) \quad FP_{t,m} = f(DP_{t,m})$$

추정 결과를 나타낸 <표 7>에서, 결정계수가 0.9369로 본 모형이 매우 높은 설명력을 갖고 있는 것으로 나타났다. 또한 도매가격변수 및 상수항 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 추정되었다. 도매가격 계수 0.608은 도매가격이 1,000원 상승할 때 산지가격은 608원 증가함을 의미한다.

표 7. 양파 산지가격 결정모형 추정 결과

Variable	Estimate	t-value
$DP_{t,m}$	0.6083076	63.77***
constant	34.80602	5.77***
R-Square	0.9369	
Number of obs	276	

주: ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

2.3. 양파 수급모형의 예측력 검정

위에서 추정된 모형을 통해 중기 예측치를 전망하기에 앞서 추정치와 실제치와의 차이를 검정하여 모형의 예측력을 검토할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 실제치 자료가 존재하는 기간 내에서 예측치를 추정하고 실제치와 비교하여 예측력을 검정하였다. 예측력의 검정은 사후적 예측(ex-post forecasting)의 일환으로 Theil의 불균등 계수(Theil Inequality Coefficient)를 오차 판정기준으로 적용하였다.

$$(8) \quad U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s)^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^a)^2}}$$

(Y_t^s : 예측치; Y_t^a : 실제치; T : 분석대상기간)

식 (8)은 Theil의 불균등 계수식을 나타낸다. 여기서 U 는 0과 1 사이에 놓이게 되며, Y_t^s 와 Y_t^a 가 가까울수록 U 값은 0에 접근하여 예측의 적합도가 높은 것으로 판정된다. 앞에서 추정된 7개의 개별모형에서 축차적으로 추정된 예측치와 실제 과거자료 간의 차이를 검정하였다. 예측력 검정은 2009년도부터 2013년도까지 총 5개 연도에 대해서 실시하였다. 예측력 검정 결과 7개의 개별모형에서 추정된 대부분의 종속변수들이 0.1 이하로 나타나 모형의 예측력이 대단히 높은 것을 알 수 있다.

3. 수확기 산지가격 전망치 비교

3.1. 수급모형을 통한 산지가격 전망

제2장에서 추정한 수급모형을 바탕으로 실제치 이후의 양과 수급 및 가격 예측치를 전망하였다. 예측치 전망에 필요한 외생변수의 전망치들은 각 변수들의 특성에 맞게 각각 추정하였다. 외생변수 중에서 일정 추세를 보이는 월별 농촌노동임금, 월별 소비자물가, 월별 수입단가의 전망치는 회귀분석을 통하여 추정하고, 별다른 추세를 보이지 않는 나머지 월별 환율 및 지역별 3~4월 평균기온에 대해서는 5년 올림픽 평균을 전망치로 활용하였다.

이와 같이 도출된 외생변수의 전망치들을 재배면적 결정모형부터 산지가격 결정모형까지의 각 모형에 축차적으로 대입시키면 양과 수급 및 가격 예측치를 산출해낼 수 있다. 최종적으로 산출되는 양과 산지가격의 전망치는 <표 8>과 같다. 전망 결과에 의하면 산지가격은 서서히 증가할 것으로 전망된다.

표 8. 양과 월별 산지가격 전망치(수급모형 적용)

월	실제치(원/kg)						전망치(원/kg)		
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
4	679	909	347	359	1473	362	616	661	658
5	503	544	264	449	1051	341	533	494	544
6	286	361	327	489	573	263	485	430	485
7	303	456	383	534	458	250	539	438	515
8	366	529	435	592	496	289	688	463	602
9	390	568	415	615	559	308	631	514	591
10	403	532	455	681	561	298	619	491	583
11	402	563	465	736	576	284	612	538	597
12	372	539	411	778	478	284	556	535	567
1	371	623	398	876	439	316	821	572	733
2	423	808	391	1064	423	779	661	767	737
3	578	644	367	1240	377	770	673	731	738

주: 명암으로 표시된 값들이 전망치이다.

3.2. 평년가격 산출방식을 통한 산지가격 전망

현재 도상연습에서 사용하고 있는 평년가격 산출방식(5년 올림픽 평균)을 적용하여

산지가격 전망치를 산출하였다. 미국의 경우 곡물이 아닌 품목 중 수입보험을 도입하고 있는 일부 품목(예컨대 딸기)은 선물시장에서 거래되지 않는 품목이므로 ARH 방식(5년 올림픽 평균 수입의 일정 보장률을 적용한 보장금액과 실제 수입 간 차액 보장)을 적용하고 있다. 따라서 농산물에 대한 선물시장이 활성화되어 있지 않은 우리나라의 경우 평년가격 산출방식을 참조할 만하다.

표 9. 양파 월별 산지가격 전망치(평년가격 적용)

월	실제치(원/kg)						전망치(원/kg)
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
4	679	909	347	359	1473	362	543
5	503	544	264	449	1051	341	445
6	286	361	327	489	573	263	392
7	303	456	383	534	458	250	432
8	366	529	435	592	496	289	487
9	390	568	415	615	559	308	514
10	403	532	455	681	561	298	516
11	402	563	465	736	576	284	535
12	372	539	411	778	478	284	476
1	371	623	398	876	439	487	516
2	423	808	391	1064	423	551	594
3	578	644	367	1240	377	533	518

주: 명암으로 표시된 값은 전망치이다.

3.3. 이론적 선물가격 산출방식을 통한 산지가격 전망

아직 국내에 선물시장이 도입되지 않았으므로 수입보험 시범사업 대상품목에 대하여 이론적 선물가격을 산출하여 적용하는 방식을 검토하였다. 상품에 대한 이론적 선물가격 산출방식은 Hull(2013)의 제5장을 참조하였다.

소비목적으로 보유하는 상품(예컨대 원유와 농산물 등)의 선물가격(F)은 식 (9)와 같다.

$$(9) \quad F = (S + U)e^{(r-y)T}$$

여기서 S 는 상품 1단위당 현물가격, U 는 상품 1단위당 보관비용의 현재 가치, r 은 무위험 이자율(연율), T 는 계약기간(년)이다. y 는 상품의 보유편익률(convenience yield), 즉 선물계약을 매입하지 않고 현물(상품)을 직접 소유함으로써 얻는 편익률을 의미한다. 보유편익률은 미래의 상품확보 가능성(future availability)에 대한 시장기대를 반영한다. 선물계약기간 중에 상품부족 현상이 나타날 가능성이 클수록 보유편익률

이 커진다.

<표 10>은 식 (9)를 이용하여 산출한 2015년 양파 산지가격 전망치(이론적 선물가격)를 보여준다. 여기서 현물가격(S)는 수입보험 계약월인 11월의 실제 산지가격을, 보관비용(U)는 월별 실제 보관비용인 13.75원/kg을 적용하였고, 연 이자율(r)은 3%, 보유편익률(y)은 1.5%를 가정하여 산출하였다.

이론적 선물가격의 한계는 11월의 실제 산지가격(S)이 지속적으로 미래가격에 영향을 미치거나 향후 시장구조는 유지하되 불확실한 가격의 움직임이 선물가격에 영향을 미친다는 가정하에서 산출된다는 점이다. 양파의 경우 11월의 산지가격은 새로운 수확기가 시작되기 직전 월인 익년 3월까지만 영향을 미치고, 4월 수확기 이후부터는 새로운 수급상황을 반영한 시장구조에 따라 가격이 영향을 받는다. 따라서 11월(계약월)에 산출된 양파의 이론적 선물가격은 재고물량이 소진되는 익년 3월까지만 유의미하므로 수입보험금 지급을 위한 기준가격대상이 되는 익년 4~6월에 대한 선물가격의 추정치로 적용하기는 적절하지 않을 것으로 판단된다.

표 10. 양파 월별 산지가격 전망치(이론적 선물가격 적용)

월	실제치(원/kg)						전망치(원/kg)
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
4	679	909	347	359	1473	362	355
5	503	544	264	449	1051	341	369
6	286	361	327	489	573	263	384
7	303	456	383	534	458	250	398
8	366	529	435	592	496	289	412
9	390	568	415	615	559	308	427
10	403	532	455	681	561	298	441
11	402	563	465	736	576	284	456
12	372	539	411	778	478	284	470
1	371	623	398	876	439	312	485
2	423	808	391	1064	423	326	500
3	578	644	367	1240	377	341	514

주: 명암으로 표시된 값들이 전망치이다.

3.4. 산지가격 전망치 비교 및 시사점

<표 11>은 2013~2015년의 3개년간 양파 수입보험이 도입되었다는 가정하에 세 가지 방식(수급모형, 평년가격, 이론적 선물가격)을 적용하여 추정한 월별 산지가격 전망치(수입보험 기준가격)를 비교하였다.

수급모형을 이용하여 2013년~2015년의 3개년간 도입되었다고 가정한 수입보험의 기준가격(4~6월 전망치 평균)은 각각 818원¹³, 324원, 545원이며, 평년가격(5년 올림픽 평균)을 이용할 경우 3개년간 수입보험 기준가격은 각각 428원, 513원, 460원으로 전망되었다. 수급모형이 보험가입 시점의 시장 수급상황을 보다 잘 반영하므로 평년가격(5년 올림픽 평균)과 괴리가 클 것이라는 예상과 달리 그 차이는 크지 않았다. 이는 평년가격을 기준가격으로 적용하더라도 가입농가들의 역선택으로 인한 보험운영의 혼란을 초래할 정도는 아닌 것으로 해석할 수 있다. 단, <표 10>에서 보는 바와 같이 2013년 4~6월 실제가격 평균(1,032원)이 2014년 4~6월에 322원으로 하락하였음을 감안하면 수급모형을 이용한 전망치 하락(818원에서 324원으로)이 평년가격을 적용한 전망치 상승(428원에서 513원으로)보다 실제가격의 추세를 더 잘 반영하고 있다고 할 수 있다.

표 11. 양파 월별 산지가격 전망치(수입보험 기준가격) 비교

월	2013년도 전망치(원/kg)			2014년도 전망치(원/kg)			2015년도 전망치(원/kg)		
	수급 모형	평년 가격	선물 가격	수급 모형	평년 가격	선물 가격	수급 모형	평년 가격	선물 가격
4	1121	493	810	322	649	649	616	543	355
5	746	432	825	309	499	663	533	445	369
6	588	358	840	341	392	678	485	392	384
7	521	433	855	367	432	693	539	432	398
8	554	478	869	420	487	708	688	487	412
9	553	485	884	413	514	722	631	514	427
10	523	493	900	392	516	737	619	516	441
11	497	532	915	414	535	752	612	535	456
12	490	520	590	399	476	298	556	476	470
1	482	552	605	671	487	312	821	516	485
2	498	678	620	781	551	326	661	594	500
3	465	692	634	818	533	341	673	518	514

앞서 언급한 바와 같이 선물가격은 계약월(직전년 11월)의 실제 산지가격에 연동하여 산출되므로 새로운 수확기가 시작되는 4~6월에 대한 전망치로는 적합하지 않다. 이론적 선물가격 산출방식을 이용한 2013~2015년의 3개년간 수입보험의 기준가격(4~6월 전망치 평균)은 각각 825원, 663원, 369원으로 전망되었다.

세 가지 방식으로 추정된 산지가격 전망치가 실제치와 얼마나 차이가 나는지 비교하기 위하여 Theil의 불균등계수를 각각 산출하여 비교하였다. Theil의 불균등계수가 0에

¹³ 2013년 4월, 5월, 6월 수급모형 전망치인 1,121원, 746원, 588원의 평균값임.

가까울수록 모형의 예측력이 높다고 판단할 수 있으며 수급모형(0.082), 선물가격(0.176), 평년가격(0.228) 순으로 예측력이 높게 나타났다. 수급모형과 이론적 선물가격이 평년가격에 비해 상대적으로 예측력이 높게 나타난 것은 두 모형이 보험 가입 시점 월의 수급상황과 시장가격에 기초하여 추정된 데서 기인한 것이므로 당연한 결과이다. 반면, 평년가격이 가입 시점의 시장상황을 반영하지 않고 직전 5개년간 올림픽 평균임을 감안할 때 예측력이 여타 방식에 비해 크게 뒤지지 않는 것이 오히려 주목할 만하다. 각 방식에 대한 장단점을 비교해 보면 평년가격 방식은 예측력이 여타 방식들에 비해 약간 떨어지지만 산출방식의 투명성과 객관성이 높고 농가에 대한 평년가격 보장이라는 정책적 목적에 부합한다는 장점이 있다. 반면, 수급모형 방식의 경우 예측력은 높지만 모형 운영자의 주관에 좌우되는 경향이 있으므로 투명성과 객관성이 떨어지고 이에 기초한 기준가격 적용 시 가입자의 신뢰도 저하 및 이로 인한 가입률 저조로 이어질 우려가 있다. 이론적 선물가격 방식은 직전년 11월의 산지가격에 기초한 예측치이므로 새로운 수확기가 시작되는 4~6월에 대한 예측치로 활용하기에는 근본적인 문제가 있다.

세 가지 방식을 적용한 산출 결과와 장단점들을 종합적으로 살펴보았을 때, 수입보험의 기준가격은 현행방식인 평년가격을 적용하는 것이 예측력에 있어서 큰 문제가 없으면서 보험운영의 객관성 및 투명성 확보와 농가소득안정이라는 정책목적을 달성할 수 있는 현실적인 방안이라고 판단된다. 그러나 본 연구에서 살펴본 바와 같이 평년가격과 수급모형 전망가격 간 가격수준의 괴리가 크지는 않지만 수급모형 전망가격이 수확기 가격변동 추세를 보다 잘 반영하므로 이를 통한 전망가격을 평년가격 적용 시 우려되는 역선택 문제를 최소화하는 데 활용할 필요는 있다. 예컨대, 수급모형 추정을 통하여 금년 수확기 가격이 전년에 비해 상승하거나 하락할지 여부에 대한 추세 전망만 가능해도 보다 정교한 보험료 산출이 가능하고, 만약 수확기 가격 하락이 예상될 경우 보험료 인상을 통하여 보험가입률 급증을 완화시킴으로써 역선택을 최소화할 수 있다는 것이다.

4. 요약 및 결론

수입보험은 농작물 수확량 감소 피해뿐만 아니라 가격하락 피해를 모두 보장하는 제도로써 농가의 경영안정을 종합적으로 보장하기 위한 정책보험이다. 수입보험은 재해

보험과 달리 농산물의 가격 변동까지 감안하므로 농가 조수입을 보다 안정적으로 보장할 수 있다는 장점이 있으나 보험이 보장하는 기준수입을 어떻게 설정할지는 쉽지 않다. 객관적이고 효과적인 보험 기준수입 산출을 위해서는 보험대상 농작물에 대한 수확기 기준가격을 적절하게 설정하는 것이 필수적이다. 수입보험이 활성화된 미국의 경우는 수확기 선물시장가격을 기준가격으로 설정하고 있으나 선물시장이 활성화되지 않은 우리나라에서는 현재 평년가격(산지가격의 5년 올림픽 평균)을 기준가격으로 적용하는 방안을 고려하고 있다. 이러한 방식은 비교적 단순하고 객관적이라는 장점에도 불구하고 보험가입 시점에서 농가들이 당해 시장수급상황을 예측할 수 있기 때문에 보험의 기본가정인 불확실성 감소문제와 가입농가의 역선택 문제를 야기할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 평년가격 산출방식 외에 중기선행관측모형을 활용한 수급모형 방식과 이론적 선물가격방식을 활용하여 양파의 산지가격을 전망 후 평년가격과 비교·분석하였다.

분석결과, 평년가격 방식과 수급모형 방식을 이용한 전망치는 과거의 산지가격을 바탕으로 추정되므로 예측력 검증 결과 큰 차이를 보이지는 않았다. 이는 비교적 계산이 간편한 평년가격을 적용하더라도 보험운영의 혼란을 초래할 정도의 역선택 문제는 야기되지 않을 것으로 해석할 수 있다. 단, 수급모형을 이용한 전망치가 평년가격에 비해 실제가격의 추세를 보다 잘 반영하는 것으로 드러났다. 이론적 선물가격방식은 계약월(직전년 11월)의 실제 산지가격에 연동하여 산출되므로 새로운 수확기가 시작되는 4~6월에 대한 전망치로는 적합하지 않으며 실제 전망치도 나머지 두 방식을 통한 전망치와 다소 괴리를 보였다.

각 방식들의 장단점과 본 연구의 분석 결과를 종합적으로 살펴보았을 때 평년가격을 기준가격으로 설정하는 것이 현실적인 방안이라고 판단된다. 비록 평년가격 적용 시 보험가입자의 역선택 문제 발생 우려를 완전히 배제할 수는 없으나 이는 보다 정교한 보험료 책정과 정부의 재보험 강화 등 다양한 위험분산체계를 활용하여 처리할 수 있다. 아울러 보험계약을 매년 갱신하기보다 2년 이상 장기로 설정하거나 보험금 수령 농가의 경우 의무가입기간을 유지하는 방안도 역선택 문제 해소에 도움이 될 수 있다. 본 연구 결과 수급모형을 통한 수확기 산지가격 전망치가 실제가격과 비교적 유사한 추세를 보이는 것으로 나타났다. 따라서 수급모형 전망가격을 보험료 산출자료로 활용할 경우 단순히 평년가격이 높다고 가입률이 증가하는 역선택 문제를 보험료 인상으로 해소할 수 있을 것이다.

부록: 수급모형 변수설명

1. 내생변수

변수	설명	단위	출처
ACR_t^r	재배면적	ha	국가통계포털
YD_t^r	재배단수	kg/10a	국가통계포털
$RATE_{t,m}$	월별 출하 비중	%	KREI OASIS
$MQ_{t,m}$	월별 출하량	ton	계산
$INVEN_{t,m}$	재고	ton	KREI 자체 자료
$IMQ_{t,m}$	수입량	ton	KREI 자체 자료
$D_{t,m}$	소비량	ton	계산
$DP_{t,m}$	도매가격	원/kg(중품기준)	KREI OASIS
$FP_{t,m}$	산지가격	원/kg	KAMIS, 국가통계포털

2. 외생변수

변수	설명	단위	출처
WG_t	농촌노동임금	2010=100	국가통계포털
$TEMP_t^r$	3~4월 지역별 평균기온	℃	기상청
$IMP_{t,m}$	수입단가	달러/kg	Kati
$EXCH_{t,m}$	환율	원/달러	한국은행
$CPI_{t,m}$	소비자물가지수	2010=100	국가통계포털

참고 문헌

- 김경덕, 정학균, 송우진, 한석호. 2002. 「과일·과채·채소·축산 수급 및 반응함수 추정」. 한국농촌경제연구원.
- 김라이, 김인석. 2014. “마늘 정부 비축물량 방출이 중·단기 마늘시장에 미치는 영향-중기선행관측모형을 이용한 접근.” 2014 하계 농업경제학회 학술대회(2014. 7. 10~11.).
- 김명환, 권오복, 이대섭, 김태훈, 조영수. 2008. 「농업부문 전망모형 구축 연구」. 한국농촌경제연구원.
- 김명환, 박재민, 박준기. 2000. 「주요 채소·과일의 수급함수 추정」. 한국농촌경제연구원.
- 김명환, 한석호, 조재성. 2013. 「KREI-KASMO 2013 운용·개발 연구」. 한국농촌경제연구원.
- 김배성, 박미성. 「중기선행관측을 위한 농축산물 작형별 수급모형 및 예측평가시스템 개발연구」. 한국농촌경제연구원.
- 김태균. 2001. “재해보험과 수입보험에 대한 생산자선호 및 후생효과 비교.” 「농업경제연구」. 제42권 제2호. pp. 33-49.
- 민인식, 최필선. 2013. 「STATA 패널 데이터 분석」. 한국STATA학회. ㈜지필미디어.
- 박기환, 박영구, 김재한, 윤종렬. 2007. 「주요 채소류의 월별 수입수요함수 추정」. 한국농촌경제연구원.
- 박동규, 김미복, 정원호, 김창호. 2013. 「밭농업 직불제 운용평가 및 농가소득보전 프로그램 개선 방안」. 한국농촌경제연구원.
- 오내원, 정원호, 김종선, 김미복, 양찬영, 지연구. 2014. 「농업수입보장보험 운용방안 정책연구」. 한국농촌경제연구원.
- 이용선, 심송보. 2006. 「농업관측 품목모형 KREI-COMO 2005 개발·운용」. 한국농촌경제연구원.
- 정원호. 2014. “Analysis of Social Welfare Effects of Crop Revenue Insurance.” 「농촌경제」. 제37권 제4호. pp. 75-95. 한국농촌경제연구원.
- 정원호, 최경환, 임지은, 김윤중. 2013. 「농가경영안정을 위한 농업수입보험제도 도입에 관한 연구」. 한국농촌경제연구원.
- 주용재. 1998. “농업경영안정화를 위한 수입보험제도.” 「농업정책연구」. 제25권 제2호. pp. 139-153.
- 최경환, 채광석, 윤병석. 2010. 「농작물재해보험의 성과와 정책과제」. 한국농촌경제연구원.
- 최예준. 2015. 「수입보장보험의 효과적 도입에 관한 연구」. 부산대학교 석사학위 논문.
- 한석호, 이정민, 박미성, 박영구, 장석진. 2010. 「중기선행관측 기본모형 개발연구」. 한국농촌경제연구원.
- 황인섭. 1999. “농가의 소득보장과 농업수입보험제도에 관한 고찰.” 「농업경제연구」. 제12권 제2호. pp. 293-317.
- Goodwin, B., M.C. Roberts and K. Cobles. 2000. “Measurement of Price Risk in Revenue Insurance: Implications of Distributional Assumptions.” *Journal of Agricultural and Resource Economics*. vol. 25, no. 1. pp. 195-214.
- Greene, W. 2003. *Econometric Analysis*, 5th Edition. Pearson Education.

- Hennessy, D.A., B.A. Bobcock and D.J. Hayes. 1997. "Budgetary and Producer Welfare Effects of Revenue Insurance." *American Journal of Agricultural Economics*. vol. 79, no. 3. pp. 1024-1034.
- Makki, S.S. and A. Somwaru. 2001. "Asymmetric Information in the Market for Yield and Revenue Insurance Products." Technical Bulletins 184331. United States Department of Agriculture, Economic Research Service.
- Shaik, S, K.H. Coble, T.O. Knight, A.E. Baquet and G.F. Patrick. 2008. "Crop Revenue and Yield Insurance Demand: A Subjective Probability Approach." *Journal of Agricultural and Applied Economics*. vol. 40, no. 3. pp. 757-766.
- Stokes, J.R. 2000. "A Derivative Security Approach to Setting Crop Revenue Coverage Insurance Premiums." *Journal of Agricultural and Resource Economics*. vol. 25. pp. 159-176.
- Turvey, C.G. 1992. "An Economic Analysis of Alternative Farm Revenue Insurance Policies." *Canadian Journal of Agricultural Economics*. vol. 40, no. 3. pp. 403-426.

원고 접수일: 2015년 8월 20일

원고 심사일: 2015년 9월 3일

심사 완료일: 2015년 12월 16일