



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

석사학위논문

주요산지 양파 작형별 가격간  
인과관계 및 변동요인 분석

제주대학교 대학원

농업경제학과

양진석

2018년 12월

# 주요산지 양과 작형별 가격간 인과관계 및 변동요인 분석

지도교수 김 배 성

양 진 석

이 논문을 농업경제학 석사학위 논문으로 제출

2018 년 12월

양진석의 농업경제학 석사학위 논문을 인준함

심사위원장	<u>강 동 일</u>	①
위 원	<u>김 배 성</u>	①
위 원	<u>김 화 년</u>	①

제주대학교 대학원

2018 년 12월

# 차 례

## Abstract

### 제 1 장 서 론

제1절 연구의 필요성 및 목적 .....	1
제2절 연구구성 및 방법 .....	3
제3절 선행연구 검토 .....	4

### 제 2 장 국내 양파 수급 동향

제1절 양파 수급동향 .....	7
제2절 중국 양파 수급동향 .....	14

### 제 3 장 실증 분석

제1절 분석 방법 개요 .....	18
제2절 분석 자료 .....	19
제3절 분석 방법 .....	20

### 제 4 장 분석 결과

제1절 시계열자료의 검정 .....	32
제2절 VECM의 추정 .....	42
제3절 예측력 측정 .....	60

제 5장 요약 및 결 론 .....	63
---------------------	----

참고문헌 .....	68
------------	----

## 표 차 례

### 제 1 장

〈표 1-1〉	양념채소 품목별 생산액(2016년) .....	2
---------	---------------------------	---

### 제 2 장

〈표 2-1〉	양파 품종별 수확 기간 .....	8
〈표 2-2〉	양파 작형별 재배면적 .....	8
〈표 2-3〉	양파 단수 및 생산량 .....	9
〈표 2-4〉	양파 수출 실적 .....	12
〈표 2-5〉	양파 수입 실적 .....	13
〈표 2-6〉	양파 공급량 동향 .....	14
〈표 2-7〉	중국양파 지역별 재배동향 .....	14
〈표 2-8〉	중국 양파 품종별 수확기간 .....	14

### 제 3 장

〈표 3-1〉	분석자료 기초통계량 .....	19
---------	------------------	----

### 제 4 장

〈표 4-1〉	수준변수 단위근 검정결과 .....	32
〈표 4-2〉	1차 차분 변수 단위근 검정결과 .....	33
〈표 4-3〉	극조생종 양파가격 변동요인의 적정시차검정 결과 .....	35
〈표 4-4〉	조생종 양파가격 변동요인의 적정시차검정 결과 .....	35
〈표 4-5〉	중만생종 양파가격 변동요인의 적정시차검정 결과 .....	35
〈표 4-6〉	작형별 양파가격간 적정시차검정 결과 .....	36
〈표 4-7〉	극조생종 양파가격의 변동요인에 대한 Johansen 공적분 검정결과 .....	37
〈표 4-8〉	조생종 양파가격의 변동요인에 대한 Johansen 공적분 검정결과 .....	37
〈표 4-9〉	중만생종 양파가격의 변동요인에 대한 Johansen 공적분 검정결과 .....	37
〈표 4-10〉	작형별 양파가격에 대한 Johansen 공적분 검정거로가 .....	37
〈표 4-11〉	극조생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과	38
〈표 4-12〉	조생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과 ..	39
〈표 4-13〉	중만생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과	40
〈표 4-14〉	작형별 양파가격간 Granger 인과관계 검정결과 .....	41
〈표 4-15〉	극조생종 양파가격의 변동요인에 대한 벡터오차수정모형	

	분석결과 .....	43
<표 4-16>	극조생종 양과가격 변동요인의 분산분해 분석결과 .....	47
<표 4-17>	조생종 양과가격의 변동요인에 대한 벡터오차수정모형 분석결과 .....	48
<표 4-18>	조생종 양과가격 변동요인의 분산분해 분석결과 .....	51
<표 4-19>	중만생종 양과가격의 변동요인에 대한 벡터오차수정모형 분석결과 .....	53
<표 4-20>	중만생종 양과가격 변동요인의 분산분해 분석결과 .....	55
<표 4-21>	작형별 양과가격에 대한 벡터오차수정모형 분석결과 .....	56
<표 4-22>	조생종 양과가격에 대한 분산분해 분석결과 .....	59
<표 4-23>	중만생종 양과가격에 대한 분산분해 분석결과 .....	59
<표 4-24>	작형별 양과가격 VECM모형 예측력 검토 .....	61

## 그림 차례

### 제 1 장

<그림 1-1> 양념채소 생산량(2016년) .....	2
--------------------------------	---

### 제 2 장

<그림 2-1> 지역별 양파 재배면적 및 비중 .....	7
<그림 2-2> 양파 단수 및 생산량 .....	9
<그림 2-3> 양파 1인당 소비량 .....	10
<그림 2-4> 양파 연도별 도매가격 동향 .....	10
<그림 2-5> 양파 월별 도매가격 동향 .....	11
<그림 2-6> 중국의 양파 수출량 및 단가 .....	16
<그림 2-7> 2017년 중국의 신선양파 월별 수출량 .....	16
<그림 2-8> 중국의 국가별 양파 수출 비중 .....	17

### 제 4 장

<그림 4-1> 극조생종 양파가격의 변동요인에 대한 충격반응 분석결과 .....	45
<그림 4-2> 조생종 양파가격의 변동요인에 대한 충격반응 분석결과 .....	50
<그림 4-3> 중만생종 양파가격의 변동요인에 대한 충격반응 분석결과 .....	54
<그림 4-4> 극조생종 양파가격과 조생종, 중만생종 양파가격간 충격반응 분석결과 .....	57
<그림 4-5> 극조생종 양파가격의 예측력 .....	61
<그림 4-6> 조생종 양파가격의 예측력 .....	62
<그림 4-7> 중만생종 양파가격의 예측력 .....	62

# 제 1 장

## 서 론

### 제1절 연구의 필요성 및 목적

#### 가. 연구의 필요성

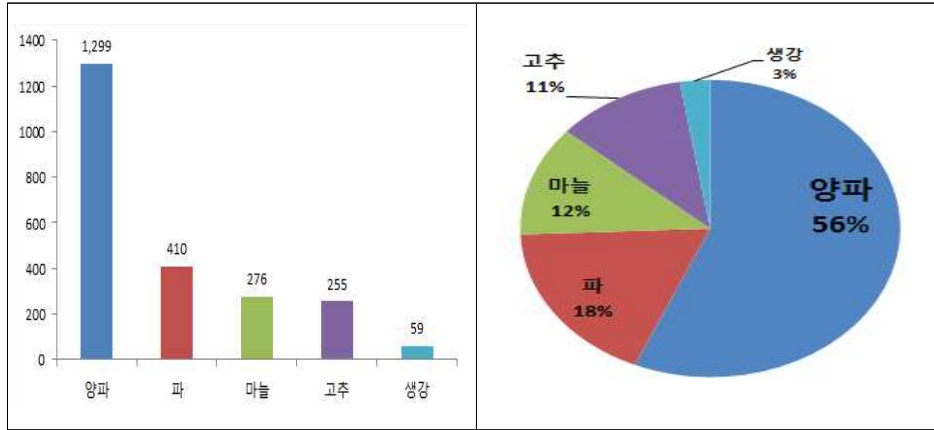
양파는 대표적인 양념채소로 고추, 마늘과 같이 한국인의 식생활에 필수적인 채소이다. 이에 정부에서는 배추와 무를 포함하여 5대 채소로 지정하고 수급안정(계약재배)사업, 구매·비축사업, 최저보장가격 사업 등의 정책 사업을 통해 생산자의 소득 확보와 소비자의 물가 안정을 도모하고 있다. 5대 채소 중, 마늘과 양파는 다른 채소류와 달리 1년에 한번 수확하여 이듬해 수확기 까지 저장출하가 이루어지며, 이에 따라 생산량과 구매가격이 양파 수급에 중요한 영향을 미친다.

2016년 양파 생산량은 1,298,749톤으로 양념채소류(건고추, 양파, 마늘 등)중 약 56.5%를 차지하며 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 품목별로 보면 파 409,859톤(18%), 마늘 275,549톤(12%), 고추 254,658(11%), 생강 58,947톤(3%)을 차지하고 있다. 또한 양파의 생산액은 점차 증가하는 추세이며, 양념채소류 전체 생산액 중 21%로 마늘(38%), 고추(22%) 다음으로 가장 높은 비중을 차지하고 있는 중요한 품목이다.



<그림 1-1> 양념채소 생산량(2016년)

단위: 천톤



자료: 통계청

<표 1-1> 양념채소 품목별 생산액(2016년)

(단위:10억원)

연도	2000	2005	2010	2015	2016
조미채소	2,336	1,843	3,693	3,560	3,878
고추	1,044	860	1,072	1,134	839
마늘	532	535	1,179	1,065	1,477
양파	323	215	718	726	813
파	402	174	634	430	546
생강	34	58	90	203	203

자료: 농촌진흥청. 2017년 농식품 주요통계

양파는 생산량이 큰 품목으로 감소하는 불안정한 시기를 제외하고는 자급률이 95% 내외를 유지하는 높은 자급률을 보여주고 있고(농업전망, 2017), 수입품의 영향이 낮아 농산물 수요가 낮다고 가정할 때, 양파의 가격은 주로 공급측면에서 발생한다고 볼 수 있다. 특히 양파는 주로 노지에서 재배되고 있으며, 품종 및 재배시기에 따라 조생종, 중·만생종으로 나뉘며, 가장 먼저 출하되는 제주지역부터 시작하여 전국적으로 생산되는 특징을 가지고 있기 때문에 출하지역 기상 변화에 따라 생산량의 변화가 심하여 주출하시기의 가격 예측이 어려운 실정이다.

따라서 본 연구에서는 양파의 품종 간 가격 인과관계를 검정하여 주 출하기간 가격간의 관계를 규명 하는데 목적이 있으며, 벡터 자기회귀분석 모형을 통하여 작형별 양파 가격간 인과관계를 규명하고자 한다.

#### 나. 연구 목적

본 연구는 가장 먼저 출하되는 극 조생종부터 중생종, 중·만생종으로 이어지는 출하 형태에 따른 가격변화에 대한 인과관계를 검정하는데 목적이 있다.

또한, 본 연구의 결과는 수확기의 생산량 변화에 따른 가격상승 및 가격하락에 의한 수급불안정을 선제적으로 대처할 수 있는 정책 방향을 수립하는데 커다란 의의를 가질 수 있을 것으로 기대된다.

### 제2절 연구구성 및 방법

본 연구는 양파 작형별 가격관계분석을 위해 양파 가격을 극조생종, 조생종, 중·만생종 가격자료를 2000년부터 2017년까지 가락시장 도매가격을 이용하였다.

본 연구의 구성은 1장에서 분석에 관한 선행연구를 통하여 연구의 방향 및 방법에 대해 검토한 후 2장에서 국내 양파 수급동향에 대해 살펴본다. 3장에서는 본 연구에서 실시할 추정 모형에 대한 이론적 분석방법을 소개하고, 4장에서는 3장에서 언급한 이론적 방법과 분석절차에 따라 실증분석한다. 마지막으로 5장 결론에서는 연구의 결과를 요약 및 정리하고, 본 연구의 시사점을 도출한다.

본 연구의 방법은 먼저 시계열의 안정성을 위해 단위근 검정을

실시한다. 검정 결과에 따라 단위근이 존재하지 않으면, 벡터자기회귀모형(VAR Model, Vector AutoRegressive Model)을 이용하여 분석한다. 만약 단위근이 존재할 시 공적분 검정을 실시하여 공적분이 존재할 경우 VECM모형을 이용하여 분석한다. 만일 단위근이 존재하고, 공적분이 존재하지 않으면 변수들을 로그 및 차분하여 시계열을 안정화시켜 단위근을 제거한 후 시차검정을 실시한다. 시차검정 후 AIC 정보기준, SC 정보기준, MQ 정보기준에 따라 적정시차를 판별한다. 가격 변수간 인과관계를 분석하기 위하여 적정시차를 이용하여 그랜저인과관계검정(Granger Causality test)을 실시하고, 검정 결과에 따라 모형의 변수 순서를 정한다. 그 후 VAR모형을 구축하여 임의의 변수에 충격이 가해졌을 때 다른 변수의 변화를 알아보기 위해 충격반응분석 및 분산분해분석을 실시한다. 분석을 위한 프로그램으로는 E-Views8을 사용하였다.

### 제3절 선행연구 검토

최성천(2016)은 공간자기회귀(Spatial AutoRegressive)모형을 사용하여 기상과 지역을 동시에 고려한 양과 생산량을 추정하였다. 분석 결과 누적일조시간(1월), 평균상대습도(4월), 평균최저기온(6월), 누적강수량(11월)등이 양과 생산량 예측에 유의한 변수로 나타났다.

남국현 외(2015)는 자기회귀시차(autoregressive and distributed lags) 모형을 통해 재배면적과 단수를 예측하고, 양과 출하시기 도매가격을 전망하였다. 수요가 일정하다는 가정하에 양과의 생육특성을 고려한 기상변수를 이용하여 출하시기 도매가격을 예측하여 기존에 생산량을 배제한 타 연구에 비해 예측력이 향상됨을 나타냈다.

김충현(2015)은 시장개방 이후 관세감축으로 인한 수입산 가격

의 변화가 국내산 및 제주산 가격에 영향을 미치는지를 파악하기 위해 한·미 FTA 전후 상황을 고려하여 가격 관계를 벡터자기회귀 모형을 통하여 분석하였다. 분석 결과 시장개방 이전에는 국내시장에서 제주산, 국내산 가격이 수입산 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 시장개방 이후에는 수입산 가격이 제주산과 국내산 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

김윤진(2013)은 이상기후와 양과 단수량의 연관성을 알아보려 양과주산지(해남, 영천, 밀양)를 중심으로 패널 분석을 실시하였다. 분석 결과 월동기의 이상저온현상 및 구비대기의 이상고온현상이 양과 단수에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

안병일(2007)은 소비지 가격의 등락이 생산지 가격 등락에 대해 비대칭적으로 움직이는 것을 마늘과 양파에 대해 검정하였다. 검정 결과 마늘과 양파 모두 생산자 가격이 상승할 때 소비자 가격이 상승하는 폭이 생산자 가격이 하락할 때 소비자 가격이 하락하는 폭보다 큰 양의 비대칭적 가격전이를 보이고 있음을 밝혔다.

김배성(2005)은 배추, 무, 양파, 마늘 등 4개 품목의 주간평균 가격자료를 이용하여 ARIMA모형, GARCH모형, 인공신경망모형(artificial neural networks model)을 추정하고, RMSPE, MAPE, 테일러 불균등계수(Theil's inequality coefficient), TPF에 이용하여 예측력을 비교하였다. 분석 결과 ARIMA와 GARCH모형이 인공신경망 모형에 비해 예측력이 우수한 것으로 나타났으며, ARIMA와 GARCH모형은 서로 유사한 실행 능력을 보인 것으로 나타났다.

윤병삼·양승룡(2004)는 양념채소를 대상으로 채소가격에 대해 계절효과(요일, 월, 월중)가 존재하는지를 검정하였다. 이 연구는 가격변화율을 종속변수로 정하고 각 요일 및 월 더미를 설명변수로 하는 회귀식을 설정하여 변화율의 계절성이 존재할 시 가격수준을 종속변수로 하는 회귀식을 다시 추정하여 요일 및 월의 평균가격을 계산하였다. 분석결과 양파에서는 요일효과가 발견되었으며 고추와 마늘의 경우 월별효과가 관측되었다.

최병옥·김원태(2007)는 성주참외를 대상으로 성주지역의 산지가격과 가락동 도매가격간의 장·단기 균형 관계와 인과 관계를 분석하였다. 그 결과 두 시장가격 사이에 공적분관계가 나타나 두 시장가격이 밀접한 인과성을 가지는 것을 제시하였다. 또한 동태적 인과관계 분석결과에서 산지가격이 도매가격을 선도하였으며, 분산분해분석을 통하여 산지가격이 도매가격에 큰 영향을 미치고 있음을 밝혔다.

## 제 2 장

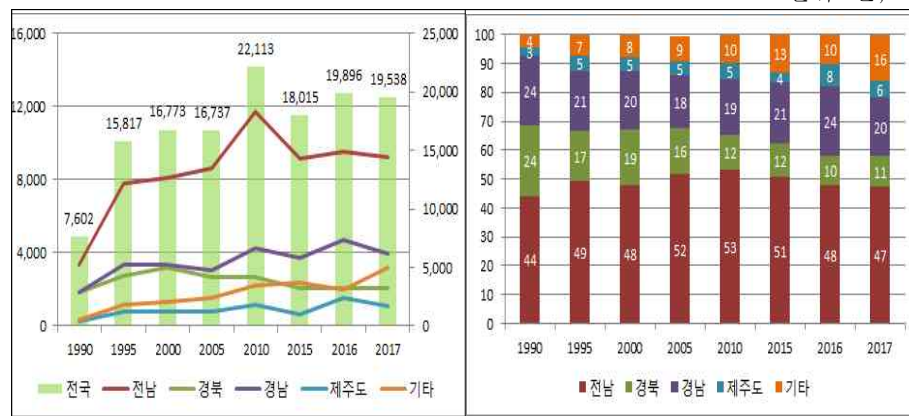
### 국내 양파 수급 동향

#### 제1절 양파 수급동향

##### 1.1 양파 재배 및 생산현황

<그림 2-1> 지역별 양파 재배면적 및 비중

단위: 톤, %



자료: 통계청

<그림 2-1>를 보면 양파의 재배면적은 1990년 8천ha에서 꾸준하게 증가하는 추세를 보이고 있으며, 약 30년 동안 2배 이상 증가하였다. 다만, 가격과 기상조건에 따라 연간 재배면적의 차이가 있는 것으로 보인다. 지역 간 비중을 보면 2017년 전라남도의 양파 재배면적은 9,230ha로 양파의 대표적인 주 출하 지역으로서, 전체 양파 재배면적의 47.2%를 차지하고 있다. 다음으로 경상남도의 양파

재배면적이 3,938ha로 20.1%를 차지하고 있어, 두 지역의 양파 재배 면적 비중이 67.3%를 이루고 있다.

양파는 품종 및 재배시기에 따라 조생종, 중·만생종으로 나뉘며, 품종 및 재배시기에 따라 조생종, 중·만생종으로 나뉘며, 수확 시기나 재배지역에 따라 극조생종, 조생종, 중생종, 중·만생종으로 세분하기도 한다. 육묘기간은 45~55일 정도이며 생육기간은 파종 후 9개월 정도 소요된다.

<표 2-1> 양파 품종별 수확 기간

구 분	파종기	정식기	수확기
극조생종	8월 중순 ~ 8월 하순	10월 상순 ~ 10월 중순	4월 상순 ~ 4월 하순
조생종	8월 하순 ~ 9월 상순	10월 상순 ~ 10월 중순	5월 상순 ~ 5월 하순
중·만생종	9월 상순 ~ 9월 중순	10월 중순 ~ 11월 상순	6월 상순 ~ 6월 하순

자료: 농수산물유통정보(KAMIS)

작형별 양파 재배면적을 보면 조생종 양파는 2,796ha, 중·만생종은 16,742ha로, 중·만생종이 전체의 85.7%를 차지하는 것으로 나타났다. 2016년에 비해 2017년 재배면적이 감소한 요인은 2016년산 생산량 증가로 인한 가격 하락과, 정식기인 2016년 10월 잦은 강우로 재배조건이 악화되어 재배를 포기하거나 타 작물로 전환하여 재배면적이 감소한 것으로 나타났다.

<표 2-2> 양파 작형별 재배면적

구 분	2016 (A)	2017 (B)	증감 (C=B-A)	증감률 (C/A)	비중
양 파	19,896	19,538	-358	-1.8	100.0
조생종	2,990	2,796	-194	-6.5	14.3
중만생종	16,906	16,742	-164	-1.0	85.7

자료: 통계청

양파의 단수는 기상에 따라 증감을 반복하나 재배기술의 발달로 대체로 증가하는 추세를 보인다. 다만, 대부분 노지에서 재배되는 특성상 기상변화에 따라 다소 증감을 반복하고 있는 것을 알 수

있다.

양파의 생산량 또한 재배면적 증가에 따라 점차 증가하는 추세를 보이고 있으나, 단수와 마찬가지로 증감을 반복하고 있다.

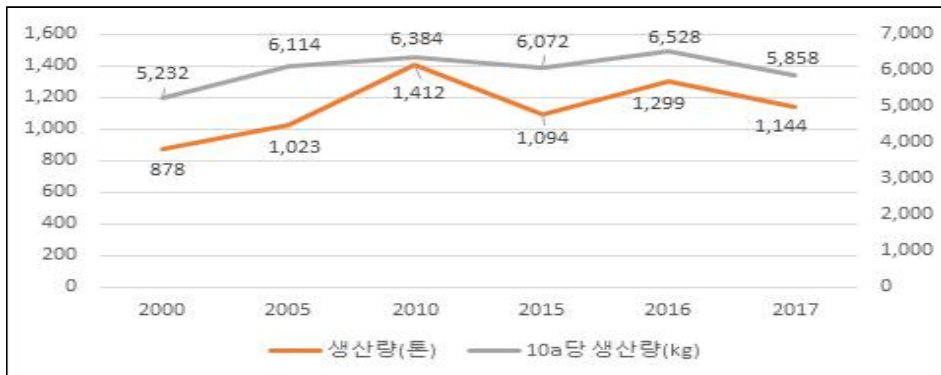
<표 2-3> 양파 단수 및 생산량

구 분	생산량(톤)	10a당 생산량(kg)
2000	877,514	5,232
2005	1,023,331	6,114
2010	1,411,646	6,384
2015	1,093,932	6,072
2016	1,298,749	6,528
2017	1,144,493	5,858

자료: 통계청

<그림 2-2> 양파 단수 및 생산량

단위: 천톤, kg



자료: 통계청

## 1.2 양파 소비 동향

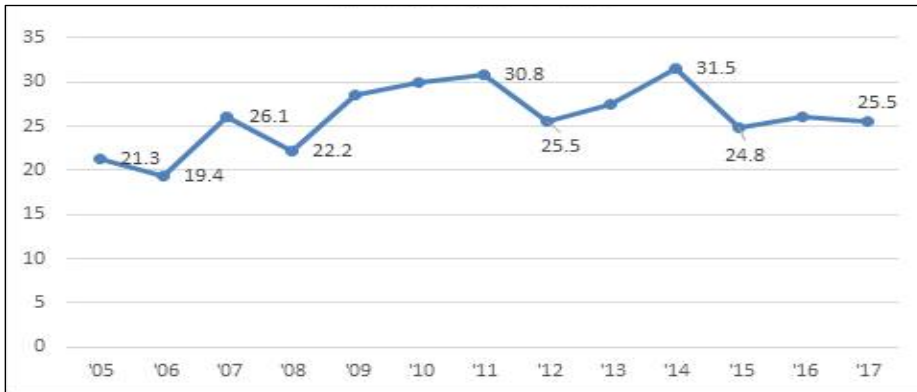
국내산 양파의 생산량이 증가하는 추세에 따라 양파 1인당 소비량은 2000년 19.2kg에서 2014년에는 31.3kg으로 연평균 4%씩 증가하는 것으로 나타났다. 다만, 2014년 이후 재배면적 감소와 이상 기후로 인한 생산량 감소로 1인당 소비량이 감소하는 것으로 나타



났다. (한국농촌경제연구원, 2018)

<그림 2-3> 양파 1인당 소비량

단위: kg



자료: 한국농촌경제연구원 추정치

### 1.3 양파 도매가격 동향

양파 도매가격은 국내산의 생산량 변화에 따라 매년 등락을 반복하는 패턴을 가지고 있다. <그림 2-4>을 보면 연도별 양파 도매가격은 생산자 물가가 상승함에 따라 완만한 상승세를 보이고 있다.

<그림 2-4> 양파 연도별 도매가격 동향

단위: 원



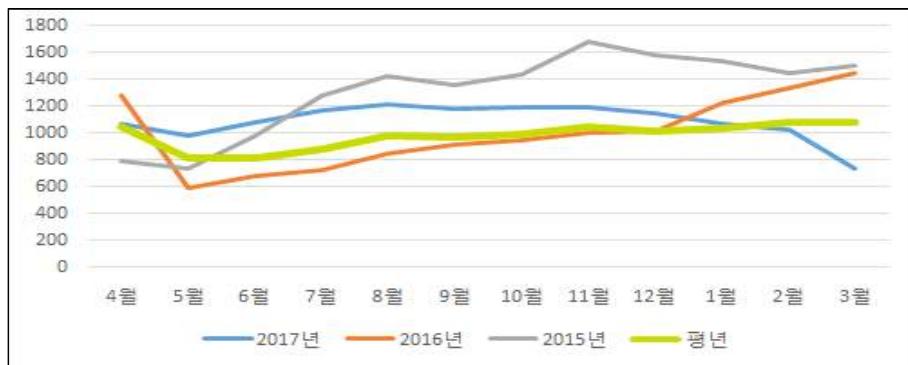
주 1) 도매가격은 생산자물가지수(2010=100)로 디스플레이하여 양파 연산기준(4월~익년3월)으로 환산한 가격임

자료: 서울시농수산물공사

양파 도매가격은 가장 먼저 출하되는 극조생종 출하시기인 4월에 최고가격을 형성하고, 점차 감소하는 패턴을 보인다. 조생종이 출하되는 5월에는 도매가격이 점차 하락하여 최저 수준을 기록하고 익년 2~3월까지 가격이 점차 상승하는 모습을 보인다. 6월은 극조생종 양파 수확이 마무리 되는 달이며, 가장 늦게 출하되는 중·만생종 양파가 수확되는 시기이다. 7월부터는 수확된 양파가 저장에 들어가며, 수확 이후 저장비용을 반영하여 점차 가격이 상승하는 모습을 보이며 극조생종이 출하되기 직전 3월에는 저장양파 유통이 끝나는 단정기에 해당되어 가격이 높은 것으로 나타난다. 다만 2017년 산 양파가격은 양파 재고량이 많아 3월 가격이 낮은 것으로 나타났다.(한국농촌경제연구원, 2018)

<그림 2-5> 양파 월별 도매가격 동향

단위: 원



자료: 서울시농수산물공사

#### 1.4 양파 수출입 동향

국내에서 생산된 양파는 대부분 국내용으로 소비되며 수출량은

미미한 수준이다. 수출은 매년 1% 내외의 신선양파를 중심으로 수출된다.

다만, 2014년은 국내산 양파의 생산과잉으로 인해 정부의 수출 촉진정책 추진으로, 양파 수출량이 역대 최고치인 24,385톤을 기록하였다. 이듬해인 2015년에는 생산량 감소로 수출량이 크게 감소하였으며, 다시 2016년도에 생산량이 증가하면서 수출량은 전년보다 39%증가한 8,940톤으로 나타났다.

<표 2-4> 양파 수출 실적

단위: 톤

구 분	2013	2014	2015	2016	2017
총수출량	799	24,385	224	8,940	582
신선양파	798	24,380	224	8,911	550
건조양파	0.1	0.3	-	-	-
냉동양파	-	1	-	24	24
초산조제양파	0.3	-	-	0.5	3

주 1) 총수출량은 건조, 냉동, 초산조제양파는 신선·냉장 양파로 환산한 합계임

2) 수출량은 연산기준 4월 ~ 익년3월 기준임

자료: 한국무역협회

양파의 수입량은 국내 수급상황과 최대수입국인 중국의 산지가 격에 따라 변화하게 된다. 2015년에는 양파 생산량 부족으로 TRQ 도입으로 인해 역대 최대물량인 21만 4,878톤이 수입되었지만, 이듬해인 2016년에는 국내산 생산량이 증가하여 수입량인 전년보다 65% 감소한 7만 4,265톤으로 나타났다.

<표 2-5> 양파 수입 실적

단위: 톤

구 분	2013	2014	2015	2016	2017
총수출량	64,996	24,033	214,878	74,265	181,400
신선양파	36,264	934	181,593	41,730	145,979
건조양파	1,541	1,243	1,768	1,627	1,731
냉동양파	6,183	4,946	7,404	8,424	9,660
초산조제양파	44	14	21	19	12

주 1) 총수입량은 건조, 냉동, 초산조제양파는 신선·냉장 양파로 환산한 합계임

2) 수입량은 연산기준 4월 ~ 익년3월 기준임

자료: 한국무역협회

### 1.5 양파의 저장 및 공급동향

양파는 지속적인 생산량 증가로 140만톤 내외로 공급량을 유지하고 있다. 또한 양파의 자급률은 국내 수급이 불안정했던 2015년과 같은 시기를 제외하고 95%를 유지하는 등 높은 자급률을 보이고 있다.

공급량의 변화를 보면 2014년 생산량이 큰 폭으로 증가하여 역대 최고인 155만톤 공급되었으며, 자급률은 103%를 기록하였다. 하지만 이듬해 생산량이 전년 대비 31%감소하면서 자급률은 역대 최저치인 81%수준으로 하락하였다. 이처럼 국내 양파 공급량은 재배 면적과 생산량에 따라 큰 폭으로 변동되며, 공급량 추이는 양파 수급에 중요한 변화임을 알 수 있다.

<표 2-6> 양파 공급량 동향

단위: 천톤

구 분	2013	2014	2015	2016	2017
공급량	1,359	1,546	1,353	1,364	1,325
전년이월	1	-	44	-	-
생산량	1,294	1,590	1,094	1,299	1,144
수입량	65	24	215	74	181
수출량	1	24	-	9	1
기말재고	-	44	-	-	-
자급률	95.2	102.9	80.9	95.2	86.4

주 1) 총수입량은 건조, 냉동, 초산조제양파는 신선·냉장 양파로 환산한 합계임

2) 수입량은 연산기준 4월 ~ 익년3월 기준임

자료: 한국무역협회

## 제2절 중국 양파 수급동향

### 2.1 중국 양파 생산 동향

국내에 주로 유통되는 수입산 양파는 대부분 중국 양파이며, 국내 생산이 감소할 때 주로 중국산 양파수입에 의존하고 있다. 중국 양파의 양파 재배지역은 전국적으로 분포되어 있고 지역별로 파종 및 수확시기의 차이가 크게 나타나며, 동절기(11월~12월)를 제외하고 연중 생산이 이루어지고 있다. 중국 양파 주산지는 감숙성, 내몽고, 흑룡강, 길림, 강소, 하남, 운남 등으로 규모화 재배를 형성하였으며, 특히 감숙은 중국 최대 양파 생산지역이다.

<표 2-7> 중국양파 지역별 재배동향

구 분	파종기	정식기	수확기
복건성	6월 하순~7월 중순	8월 상순~8월 하순	1월 상순~2월 상순
운남성	7월 하순~8월 중순	9월 상순~9월 하순	2월 상순~4월 상순
산둥성	9월 상순~9월 중순	10월 중순~11월 상순	5월 하순~6월 하순
흑룡강성	3월 상순~3월 중순	5월 상순~5월 중순	8월 상순~9월 상순
내몽고	3월 중순~3월 하순	5월 중순~5월 하순	8월 중순~9월 하순
감숙성	2월 하순~3월 중순	4월 상순~4월 하순	9월 상순~10월 하순

자료: 한국농수산식품유통공사

중국 양파 생산주기는 내몽고, 흑룡강, 감숙성 등 북방산지와 산둥성, 운남성 등 중남부 산지로 나뉘며 지역에 따라 기후와 일조 조건이 상이하어 생산주기가 차이가 있다.

<표 2-8> 중국 양파 품종별 수확 기간

양파 생산 주기	북방 산지	중남부 산지
파종기	3월 중순~4월 중순	9월 중순~9월 하순
모종 성장	50~60일	50~60일
정식기	5월 중순~6월 중순	10월 하순~11월 상순
도복기	8월 상순~8월 하순	5월 상순~5월 하순
수확기	8월 하순~9월 중순	5월 하순~6월 상순

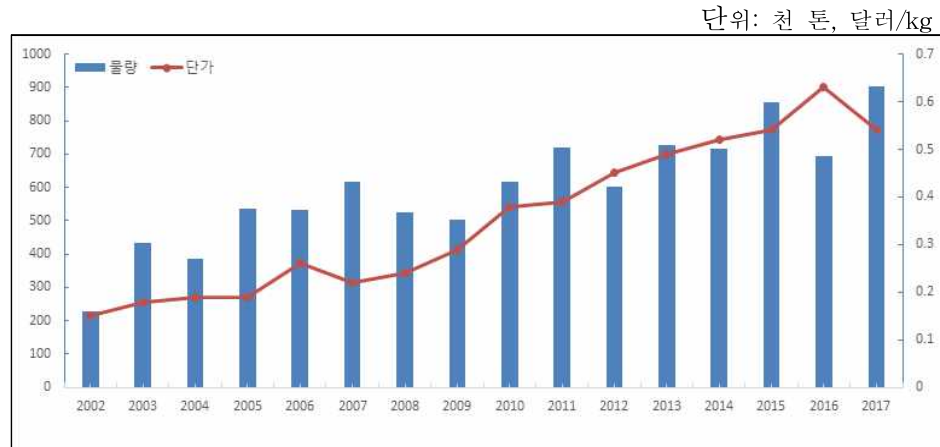
자료: 농수산물유통정보(KAMIS)

## 2.2 중국 양파 수출 동향

중국의 신선양파 수출량은 2002년 22만 9천 톤에서 국내외 수요증가로 꾸준히 증가하는 추세를 보이고 있으며, 2017년 90만 4천

톤 까지 증가하였다. 중국 신선양파의 수출 단가는 2002년 0.15달러에서 2017년 0.54달러로 지속적으로 상승하는 모습을 보이고 있다.

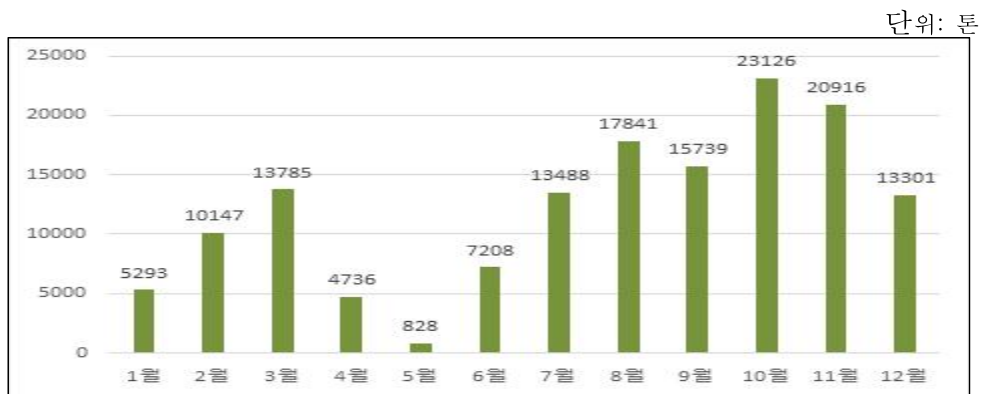
<그림 2-6> 중국의 양파 수출량 및 단가



자료: 한국무역협회

2017년 중국의 신선양파 월별 수출량을 보면, 운남성 양파가 출하되는 2월~3월에 수출량이 증가하다가, 중만생종 주산지인 산둥성 양파가 출하될 때 수출량이 감소하는 모습을 보이고 있다. 그 후 중국 양파 최대 주산지인 감숙성 햇양파가 출하될 시기인 9월~10월에 수출량이 가장 높은 것은 것으로 나타났다.

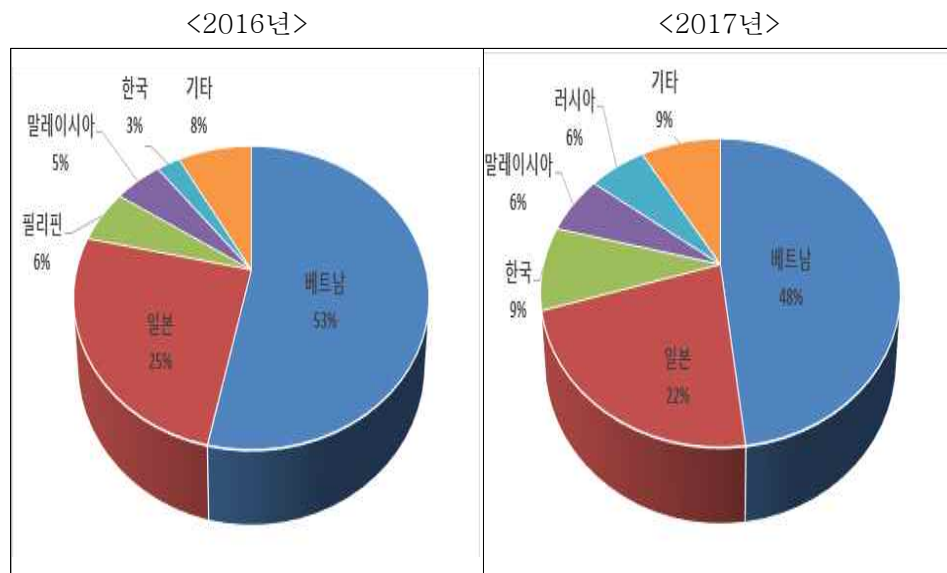
<그림 2-7> 2017년 중국의 신선양파 월별 수출량



자료: 한국무역협회

2017년 중국 신선양과의 국가별 수출 비중은 베트남이 48%로 가장 높은 부분을 차지하였으며, 일본이 22%, 한국 9%, 말레이시아 6%, 러시아 6% 순으로 나타났다. 베트남과 일본이 전체 수출의 70%를 차지하고 있으며, 한국으로의 수출비중은 2016년 3%에 비해 2017년 9%로 증가하였다.

<그림 2-8> 중국의 국가별 양과 수출 비중



자료: 한국무역협회



## 제 3 장

### 실증 분석

#### 제1절 분석방법 개요

일반적으로 자기회귀이동평균(ARMA)모형은 현재의 관측치가 이전의 규칙성에 의해 재현되고 미래에 관측될 것으로 가정하기 때문에 모형 설정이 용이한 장점을 가진다. 하지만 다른 내생변수 간의 상호작용을 고려하고 있지 않는 단변량 자료 분석이라는 단점을 가진다. 또한 연관성 있는 다른 내생변수들이 존재할 경우 주어진 정보를 포함하지 못하여 예측력이 감소하는 문제가 발생한다(Choi, Jeong, 2015).

벡터자기회귀모형(vector autoregression model, VAR model)은 단변량 자기회귀모형을 다변량 버전으로 확장시킨 모형으로, 간단한 구조를 가정함에도 불구하고 단변량 자기회귀모형보다 훨씬 신축적으로 대상변수들의 자기상관구조를 모형화 할 수 있는 장점이 있으며, 변수들의 움직임에 대한 사전적·이론적 지식이 없어도 순전히 변수들의 시계열적 행태를 기초하여 간단한 예측을 실행할 수 있는 유용한 시계열 모형이다.

다만 변수들 간에 공적분 관계가 존재할 경우 장기적인 균형관계를 고려해야 할 필요가 있다. 이때 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM model)은 장기적인 균형관계를 이탈하는 부분을 단기적인 조정과정을 통해 점진적으로 수정하는 모형이다. 이에 본 연구에서는 공적분을 검정한 후 벡터자기회귀모형

과 벡터오차수정모형을 판별하여 분석하였다.

## 제2절 분석 자료

본 연구에서는 양파의 품종별 가격간의 인과관계를 밝히고 가격 관계 변화를 분석하기 위해 분석자료를 다음과 같이 구축하였다.

양파 가격은 가락시장에서 발표되는 연별자료를 사용하였으며, 극조생종, 조생종, 중·만생종 가격자료는 각 품종이 출하되는 시기인 4월 가격, 5월 가격, 6월 가격으로 가정하였다. 다만, 가락시장 경락 가격이 매일 발표되지 않으며, 주말 및 공휴일 또한 발표되지 않으므로, 발표되지 않은 날은 전일과 후일의 평균으로 계산하여 분석하였다.

양파 수입량은 한국무역통계에서 발표되는 연별자료를 사용하였으며, 양파 생산량, 마늘생산량은 통계청 자료를 이용하였다.

<표 3-1> 분석자료 기초통계량

구 분	평균 (원/kg)	표준편차 (원/kg)	최솟값 (원/kg)	최대값 (원/kg)
극조생종 양파가격	741.8	443.2	112	2,342
조생종 양파가격	503.1	317.6	139	1,749
중·만생종 양파가격	461.1	259	83	1,081
구 분	평균 (톤)	표준편차 (톤)	최솟값 (톤)	최대값 (톤)
극조생종 양파생산량	127,046.9	37,212.4	60,632	206,274
조생종 양파생산량	194,634.5	93,105.8	72,000	413,389
중·만생종 양파생산량	601,129.5	213,552.1	246,316	1033,472
양파 수입량	50,683.7	49,795.7	10	214,878
마늘 생산량	376,654.2	60,116.9	266,272	483,778

자료: 서울시농수산물공사, 통계청, 한국무역협회

### 제3절 분석방법<sup>1)</sup>

본 연구는 극조생종, 조생종, 중·만생종 양과의 가격간 인과관계를 분석하기 위하여 시계열분석 기법 중 벡터오차수정모형(VECM)을 기초로 한 그랜저인과성검정을 통하여 인과관계 검정을 시행하였으며, 작형의 가격 변화에 따른 영향력을 분석하기 위해 충격반응 분석을 사용하였다.

실증 분석은 다음과 같은 순서로 진행하였다. 첫째, 시계열자료의 안정성 검토를 위해 단위근 검정(unit root test)을 하였으며, 단위근을 포함할 경우 1차 차분하여 단위근을 검정하고, 안정적인 시계열 자료를 확보하려 하였다. 단위근을 포함하지 않을 경우 안정적인 시계열자료이기 때문에 본 자료를 그대로 이용하였다. 둘째, 적정 시차를 얻기 위해 AIC(Akaike Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion), HQIC(Hannan-Quinn Information Criterion)지수를 이용하여 적정시차를 설정하였다. 셋째, 공적분 유무를 파악하고자 Johansen의 검정법을 사용하여 검정하였다. 공적분이 존재할 경우, 벡터오차수정모형(vector error correction model : VECM model)모형을 이용하고, 공적분이 존재하지 않을 경우, 벡터자기회귀모형을 이용하여 Granger 인과성 검정을 실시하였다. 넷째, 충격반응함수(impulse response function)를 사용하여 벡터자기회귀모형, 또는 벡터오차수정모형에 포함된 변수들의 움직임에 따른 영향력을 조사하였다. 마지막으로 주어진 변수의 변동이 다른 변수의 변동성(volatility)을 얼마만큼 설명할 수 있는지 결정하기 위해서 예측오차분산분해를 추정하였다.

#### 가. 단위근 검정(unit root test)

---

1) 본 절은 강기춘(2010)을 참조하였음.

불안정한 시계열에 일반적인 회귀분석을 적용하면 실제로는 두 변수 사이에 아무런 관계가 없어도 유의성이 높은 회귀식이 추정되는 가성회귀(spurious regression)문제가 나타난다. 이에 양과 가격 시계열자료에서 발생할 수 있는 시계열적 불안정성을 진단하기 위해 단위근 검정을 실시하였다.

본 연구는  $y_{t-1}$ 의 회귀계수가 0인지, 즉,  $\rho=1$ 인가를 검정하는 Dickey-Fuller검정방법에서 오차항의 자기상관 문제를 해결하기 위해  $y_t$ 의 시차분포를 포함하여 보완시킨 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정 방법을 이용하였다.

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d \quad [\text{식 3-1}]$$

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d \quad [\text{식 3-2}]$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d \quad [\text{식 3-3}]$$

검정은 [식 3-1]과 같이 절편과 추세가 제외된 경우, [식 3-2]와 같이 절편( $\alpha$ )이 포함된 경우, [식 3-3]과 같이 절편과 추세( $\alpha + \beta t$ )가 모두 포함된 경우를 고려하여 검정하고, 단위근이 있을 경우 1차 차분하여 안정적인 시계열 자료를 확보하고자 하였다.

#### 나. 공적분 검정

시계열이 불안정 시계열, 즉 단위근이 존재하는 시계열 자료일 경우 차분을 하여 안정적(stationary)으로 치환하여 분석을 수행한다. 문제는 이렇게 차분을 하면 수준 변수 통계의 장기적 특성을 배

제하고 모형을 추정하게 되어 변수들 사이의 장기적인 정보를 잃게 된다.

하지만 이런 비정상적인 변수들 사이에 선형결합이 존재하여 이 결합이 안정적인 시계열이 된다면 이들은 ‘공적분 관계가 있다 (cointegrated)’고 정의한다.(Engle&Gragner, 1987) 공적분을 검정하는 방법으로는 Johansen 검정방법을 이용하였다. Johansen의 검정 방법은 개별적으로 단위근을 가진 n개의 변수로 이루어진 방정식에서 최대 n-1개의 서로 독립적인 공적분 관계 유무를 판별하는 것이다. Johansen 공적분 관계의 검정식은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = (A_t - 1)y_{t-1} + v_t = \Lambda y_t + v_t \quad [\text{식 3-4}]$$

[식 3-4]의  $\Lambda$ 가 n일 경우 변수들이 안정적임을 뜻하며, 이때 벡터자기회귀모형(VAR model)을 설정할 수 있다. 다만,  $\Lambda$ 이 0일 경우 각 변수들이 불안정 시계열이며 장기적인 연관성이 존재하지 않는 경우라 할 수 있다. 이때는 차분변수로 구성된 벡터자기회귀모형을 설정해야 하고,  $\Lambda$ 이 0보다 크고 n보다 작은 경우, 각 변수들이 불안정한 시계열이고  $\Lambda$ 만큼 공적분 관계가 존재한다는 것임을 의미한다. 이때는 벡터오차수정모형(vector error collection model:VECM model)으로 분석해야 한다.

#### 다. Granger의 인과관계 검정

이 검정은 한 변수가 다른 변수를 예측하는 데 도움이 되지 않는다는 귀무가설에 대한 검정이라 할 수 있다. 만일 극조생종 가격이 조생종 가격간의 어떤 것이 원인이 되었는지 확인하기 위한 분석모형으로 다음과 같은 회귀방정식을 고려할 수 있다

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad [\text{식 3-5}]$$

$$x_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \sigma_j y_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad [\text{식 3-6}]$$

앞 두 개의 방정식에 관련하여  $x$ 의 과거시차의 값들이 첫 번째 회귀방정식에 대한 설명력을 증가시켰는지 여부를 F-검정을 통해 알 수 있다. 이에 관련된 검정통계량은 다음과 같다.

$$F = \frac{(RSS_0 - RSS_A)/p}{RSS_A/(T - 2p - 1)} \sim F(p, T - 2p - 1) \quad [\text{식 3-7}]$$

여기에서  $RSS_0$ 은 제약조건을 부여할 때 잔차제곱합,  $RSS_A$ 는 제약조건을 부여하지 않을 때 잔차제곱합,  $p$ 는 제약조건이 부여된 회귀계수의 수,  $T$ 는 총 관측값의 수이다. 계산된 F값이 클수록 변수 극조생종 가격은 조생종 가격을 인과하지 않는다는 귀무가설을 기각하게 된다.

#### 라. 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)

시계열분석의 기본가정은 시계열이 유한한 분산을 가지며 시계열의 평균치 및 상관 함수가 시간의 흐름에 따라 불변인 경우로 정의되는 안정적인 시계열을 갖는다는 것에 있다. 다만 대부분의 시계열은 가성회귀현상(spurious regression)을 갖는 불안정 시계열로 알려져 있으며, 이러한 시계열은 단위근을 갖게 된다.

회귀분석에서 단위근을 갖는 시계열을 가지고 분석함에 있어

발생되는 가성회귀의 문제점에 대한 해결책은 전통적인 이론으로 찾기 어렵다. 최근에 개발된 이론에 따르면 단위근을 갖는 시계열들이 공적분(cointegration)이 되어 있다면 일치성을 갖는 회귀계수들의 추정치를 구할 수 있으며, 이에 따라 계량이론이 뒷받침된 예측모형을 단위근을 갖는 시계열을 사용해서도 만들 수 있다.

벡터오차수정모형의 경우 VAR모형에서 제약이 추가된 모형이기 때문에 제약 및 추정방법이 올바르다면 VAR모형보다 효율적으로 추정할 수 있다는 점에서 더욱 바람직하다고 할 수 있다.

벡터오차수정모형의 기본가정은 임의의 어느 한 시점은 장기 균형점으로 가능 과정의 일부이기 때문에 장기 균형점에서의 이탈여부는 조정되어 동시점에 반영된다는 데에서 출발한다. 또한 벡터오차수정모형의 특징은 공적분된 변수들의 중요한 특성을 나타낼 수 있다는 데 있으며, 한 변수의 변화분이 지난 기의 균형오차와 두 변수의 변화분의 시차값에 연결되는 형태로 이루어져 있다.

단위근 검정과 공적분 검정을 통하여 시계열변수에 단위근이 존재하고 시계열변수 간에 공적분관계가 존재한다면 벡터자기회귀모형 대신 벡터오차수정모형을 적용해야 한다. 벡터오차수정모형은 특별한 경제이론을 전제하거나 변수에 대한 사전적인 제약을 가하지 않아도 된다는 벡터자기회귀모형의 장점을 그대로 살릴 수 있으며, 공적분관계를 이용하여 장기균형관계를 추정할 수 있고, 장기균형으로부터 이탈시의 오차 수정 속도를 파악할 수 있다.

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_t + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + a_t \quad [\text{식 3-8}]$$

단,  $\Delta Y_t$  : 변수들의 1차 차분 항 ( $k \times 1$ ) 벡터,

$\alpha$  : 수정계수 ( $k \times r$ ) 벡터,

$\beta$  : 공적분 ( $k \times r$ ) 벡터,

$a_t$  : 백색잡음항들의 ( $k \times 1$ ) 벡터

Engle-Granger의 2단계 추정법에 의하면 벡터오차수정모형은 먼저 1단계로 공적분 벡터를 찾기 위해 다음 식을 최소제곱법으로 추정한다.

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t + e_t \quad [\text{식 3-9}]$$

2단계는 1단계에서 추정된 식으로부터 구한 전기의 오차수정항( $e_{t-1} = Y_{t-1} - a_0 - a_1 X_{t-1}$ )과 차분된 변수를 포함시켜 최소제곱법으로 추정한다. 즉, 1단계에서 공적분 검정을 통해 공적분된 변수들을 찾아내어 변수들 간의 장기적인 관계의 존재를 확인하고 2단계에서 동태적 관계를 찾는 것을 말한다.

2단계에서 최종적으로 도출된 벡터오차수정모형은 식 3-8 과 같으며, 이는 다음과 같이 표현이 가능하다

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^k \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Delta X_{t-i} + \nu \cdot e_{t-1} + e_t \quad [\text{식 3-10}]$$

위 식에서는 전기의 불균형만 설명변수로 들어갔으나, 그 전에 시차에서 생긴 불균형도 새로운 균형점으로의 점진적인 조정이라는 의미에서 고려될 수 있다.

벡터오차수정모형의 장점은 단기 동태적 관계를 명시적으로 고려하면서 변수의 장기균형으로의 점진적인 조정과정을 허용하는 모형을 구축하는 데 있다.

반면, 단점으로는 Engle-Granger 방법은 분석 대상 변수들을 종속변수와 독립변수로 분리 할 때 일정한 기준이 없으므로 소 표본의 경우 변수선택문제가 공적분 검정결과에 미치는 영향이 클 수 있다. 장기적 관계를 나타내는 공적분 벡터의 추정치가 일치성을 지



나, 점진적으로는 유효성을 지니지 못한다.

마. 충격반응함수(Impulse response function)<sup>2)</sup>

충격반응함수는 벡터자기회귀모형의 추정계수를 이용하여, 모형 내 특정 변수들에 대해 일정한 충격을 가할 때 모형 내 변수들이 시간의 흐름에 따라 어떻게 반응하는지 분석하는 것이다. VECM모형의 추정결과를 해석 및 분석에 가장 많이 쓰이는 분석이며, 충격에 반응하는 VECM의 추정계수를 바탕으로 모형 내 임의 변수에 대하여 일정한 크기의 충격을 가할 때 모형 내 변수들이 시간의 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 나타낸다. 즉, 오차항의 충격에 반응하는 종속변수의 움직임을 알아내는 것이며, 이러한 충격의 영향을 미래의 일정한 기간 동안 추적하는 것이다.

다음의 AR(1)모형  $x_t = ax_{t-1} + \epsilon_t$ 에서의 충격반응은 0기에  $\epsilon_0 = 1$ 만큼의 충격이 발생하고 이후에 충격이 발생하지 않는다고 가정하면 다음 식과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} x_0 &= 1 && \text{[식 3-11]} \\ x_1 &= ax_0 + e_1 = a + 0 = a \\ x_2 &= ax_1 + e_2 = aa + 0 = a^2 \\ &\vdots \end{aligned}$$

이처럼 어떤 특정시기에 한 번의 충격이 발생하고 그 충격 이후의 변수  $x_t$ 시간에 따른 반응을 살펴보는 것이 충격반응분석이다. 위의 AR(1)식에서  $|a| < 1$ 이면,

$$x_t = \epsilon_t + ae_{t-1} + a^2e_{t-2} + \dots \quad \text{[식 3-12]}$$

2) 김명직·장국현, 「금융시계열분석」을 참조하였음.

의  $MA(\infty)$ 의 형식으로 표현할 수 있다. 만약 AR(P)모형이라면,

$$x_t = \mu + e_t + B_1 e_{t-1} + B_2 e_{t-2} + \dots \quad [\text{식 3-13}]$$

의  $MA(\infty)$  표현을 갖는다. 여기서 계수  $B_i$ 는 시계열의 현재값  $x_t$ 에 대한 과거의 충격  $e_{t-i}$ 의 영향을 확실히 나타낸다. 이러한 성질은 VAR모형에서도 성립한다. 벡터과정 VAR(P)모형  $X_t$ 는 다음과 같은  $VMA(\infty)$ 으로 표현될 수 있다.

$$X_t = e_t + B_1 e_{t-1} + B_2 e_{t-2} + \dots \equiv \mu + B(L)e_t \quad [\text{식 3-14}]$$

이때  $B_s$ 의  $(i,j)$ -원소  $B_{ij}^{(s)}$ 는  $i, j = 1, \dots, n$ 일 때 다음과 같이 구해진다.

$$B_{ij}^{(s)*} = \frac{\delta X_{i,t+s}}{\delta e_{j,t}} \quad \text{또는} \quad B_{ji}^{(s)} = \frac{\delta X_{i,t}}{\delta e_{j,t-s}} \quad [\text{식 3-15}]$$

$B_{ij}^{(s)*}$ 의 의미는 다른 시점에서 오차항들이 모두 불변한다고 가정하고, 시점  $t$ 에서  $j$ -번째 오차항  $e_{j,t}$ 가 한 단위 증가했을 때, 시점  $t+s$ 에서  $X_t$ 의  $i$ -번째 원소  $X_{i,t+s}$ 에 미치는 영향을 말한다. 이때  $B_{ij}^{(s)}$ 를  $s$ 의 함수로 표현한 것을 충격반응함수라 한다.

그러나 계수들에 대한 해석은 오차항의 상관관계가 0일 때만 가능하다. 즉, VAR모형을 추정하여 얻은 공분산행렬  $\Sigma$ 가 대각행렬이어야 한다. VAR모형을 추정하여 얻은 공분산 행렬은 일반적으로 대각행렬이 아니므로 이 경우 오차항  $e_t$ 의 서로 다른 원소  $e_{i,t}$ 와

$e_{j,t}$ 가 현시점에서 서로 상관관계를 가지면 한 변수에 주어진 충격이 다른 변수의 미래 값에 어떤 경로로 영향을 주는지 설명하기 어렵다.

변수들 사이에 현시점에 상관관계가 있으면 미래의 다른 변수의 변화가 초기에 발생한 충격 자체에 입각한 직접적인 효과인지, 초기 충격의 직접효과와 다른 변수들과의 상관관계로부터 발생한 간접적인 효과인지 구분 할 수 없게 된다는 것이다. 따라서 위의 모형에서 살펴본 충격반응분석은 경제학적 측면에서 의미가 거의 없고, 교란항의 각 변수 간에 상관관계가 없는 구조형 VAR모형을 통해 충격반응을 수행할 경우 직접적인 경제적 해석이 가능하다.

오차항들이 무상관이 되게 하는 방법은 오차항 벡터의 공분산 행렬  $\Sigma$ 에 콜레스키 분해를 적용하여 원래의 오차항 벡터  $e_t$ 를 서로 상관되지 않은 오차항 벡터로 변환하는 것이다.  $\Sigma$ 는 양정부호행렬이라는 사실에 기초하여 콜레스키 분해에 의해 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Sigma = APA' = AP^{1/2}P^{1/2}A' \quad [\text{식 3-16}]$$

A는 하방삼각행렬의 주대각선이 1이고 P는 대각행렬이다. 행렬 A의 역행렬을 이용해 새로운 오차항 벡터  $e_t^*$ 를 표현하면

$$e_t^* \equiv A^{-1}e_t \quad [\text{식 3-17}]$$

이것은  $Ae_t^* \equiv e_t$ 로 표현할 수 있으며 이것을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t}^* \\ e_{2t}^* \\ e_{3t}^* \\ \cdots \\ e_{nt}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{1t} \\ e_{1t} \\ \cdots \\ e_{1t} \end{bmatrix} \quad [\text{식3-18}]$$

$e_t$ 의 원소들이 무상관임을 이용하면  $e_t^*$  또한 무상관이 된다. 또한 변환된 오차항 벡터  $e_t^*$ 의 구성 원소들 간에도 현재시점에서 서로 비상관임을 다음 식에서 알 수 있다.

$$\begin{aligned} E(e_t^* e_t^{*'}) &= (A^{-1})E(e_t e_t')(A^{-1}) \quad [\text{식 3-19}] \\ &= (A^{-1})\Sigma(A')^{-1} \\ &= (A^{-1})APA'(A')^{-1} \\ &= P \end{aligned}$$

따라서 P의  $(i, j)$ -번째 원소는 새로 정의한 오차항 벡터의  $i$ -번째 구성요소인  $e_{i,t}^*$ 의 분산이 된다. 표본으로부터  $\hat{\Sigma}$ 을 구하고 출레스키 분해에 의해  $\hat{A}$ 를 구했을 때  $\hat{a}_j$ 를  $\hat{A}$ 의  $j$ -번째 열이라 하자. 이때  $s = 1, 2, \dots$ 에 대해  $\hat{\Sigma}_s \hat{a}_j$ 의 값을 직교충격반응함수라 한다. 이러한 충격반응함수를 이용한 충격반응분석은 변수간 상호인과관계를 분석하고, 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석하는데 주로 이용된다.

#### 바. 예측오차분산분해(forecast error variance decomposition)<sup>3)</sup>

예측오차의 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 그 변수 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는가를 살

3) 박준용·장유순·한상범, 「경제시계열분석」을 참조하였음.

펴보기 위한 것이다. 이를 위해 오차항의 공분산행렬을 직교행렬로 변환하고 이 행렬을 이용하여 변수별 예측오차의 분산을 분해하는 절차를 거치게 된다.

본래 예측오차에는 여러 변수들의 충격이 섞여있으므로 이것을 각 요인별로 그 중요성에 따라 분류 가능할 때에 경제적으로 유용한 정보를 얻을 수 있다. 따라서 예측오차의 분산을 VAR체계 내의 각 변수의 오차에다가 그 중요성에 따라 적당한 비율로 분할하는 것이다.

예측오차분산분해는 VAR모형 오차항들의 내생변수 변동에 대한 상대적 중요성을 측정하는 수단을 제공한다. VAR모형을 이용하여  $t$ -시점에서 미래시점을 예측하는 경우 예측오차분산분해는 직교오차의 각 구성요소들이 평균제곱오차에 얼마만큼 기여하는지를 측정한다. 다중시계열  $X_t$ 의 다변량 모형인 VAR(p)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = C + B_1X_{t-1} + B_2X_{t-2} + \dots + B_pX_{t-p} + e_t \quad [\text{식 3-20}]$$

이 모형에서 오차항을 직교행렬로 변환시켜 구조형 VAR모형으로 바꾸어야 예측오차 분산분해를 구할 수 있다. 출레스키 분해를 이용해  $\Sigma = APA'$ 를 구할 수 있고 여기서 행렬 A의 역행렬을 이용해 새로운 오차항 벡터  $e_t^*$ 를 정의하면  $e_t^* \equiv A^{-1}e_t$ 와 같음을 앞서 확인하였다. 구조형 VAR모형에서 k기 앞 예측오차를 구하면,

$$X_{t+k} - E_tX_{t+k} = \sum_{i=0}^{k-1} B_i e_{t+k-i} = \sum_{i=0}^{k-1} B_i e^{*t+k-i} \quad [\text{식 3-21}]$$

가 된다.  $e_t^*$ 는 단위분산을 가지므로 예측오차분산은

$$\text{var}(X_{t+k} - E_t X_{t+k}) = \sum_{i=1}^{k-1} \Theta_i \Theta_i' \quad [\text{식 3-22}]$$

로 주어진다. 이제  $\Theta_i = (\theta_{pq})$ 로 놓으면 다중시계열  $X_t$ 의 p번째 구성요소의 예측오차분산은  $\sum_{i=0}^{k-1} (\sum_{j=1}^r \theta_{pj}^2)$ 가 된다. 이때 구조형 교란항  $e_t$ 의 q번째 요소가 위에서 주어진 p번째 구성요소의 예측오차분산에 기여한 부분은  $\sum_{i=0}^{k-1} \theta_{pq}^2$ 이 된다. 이제 위에 주어진 두 식의 비율을 구하면 p번째 변수의 예측오차분산 중에서 구조형 교란항의 q번째 요소가 차지하는 비율을 나타내며 흔히 백분율로 나타낸다. 이것은 예측오차에서 여러 변수들의 충격이 포함되어 있으므로 각 요인별로 그 중요성에 따라 분류가 가능할 때 경제적으로 매우 유용한 정보를 얻을 수 있다.

# 제 4 장

## 분석 결과

### 제1절 시계열자료의 검정

#### 1. 단위근 검정

자료 분석에 있어 가장 먼저 실시해야하는 것은 시계열 자료가 안정적이라는 가정을 충족하는가를 검정하는 것이다. 이에 각 수준 변수에 대한 단위근 검정을 실시하였으며, 결과는 다음과 같다

<표 4-1> 수준변수 단위근 검정결과

구 분	ADF 검정통계량	임 계 치			D·W
		1%	5%	10%	
극조생종 양파가격	-5.021361	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.003877
극조생종 양파생산량	-3.802642	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.266868
조생종 양파가격	-4.167027	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.013630
조생종 양파생산량	-1.865401	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.271503
중·만생종 양파가격	-0.847046	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.332554
중·만생종 양파생산량	-1.206352	-3.679322	-2.967767	-2.622989	1.989722
양파수입량	-0.842993	-3.670170	-2.963972	-2.621007	2.275747
마늘 생산량	-1.260187	-3.679322	-2.967767	-2.622989	1.857496

검정은 추세와 절편을 포함하여 실시하였으며, 극조생종, 조생종, 중·만생종 모두 수준변수(level)에서 Durbin-Watson값이 2에 가까운 것으로 나타났다. 즉, 자기상관 문제가 없으므로 추정된 값을 신뢰할 수 있다.

다만, 각 수준변수들에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정을 수행한 결과 조생종 양파 생산량, 중·만생종 양파가격, 중·만생종 양파생산량, 양파 수입량, 마늘 생산량 변수에서 단위근이 존재하는 불안정적 시계열로 나타났다. 이에 불안정한 시계열 변수에 대해 1차 차분하여 분석을 진행하였다.

<표 4-2> 1차 차분 변수 단위근 검정결과

구 분	ADF 검정통계량	임 계 치			D·W
		1%	5%	10%	
조생종 양파생산량	-7.186358	-3.689194	-2.971853	-2.625121	2.232504
중·만생종 양파가격	-7.015201	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.047215
중·만생종 양파생산량	-8.301136	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.126267
양파 수입량	-10.72610	-3.724070	-2.986225	-2.632604	1.721324
마늘 생산량	-4.857868	-3.689194	-2.971853	-2.625121	1.671872

분석결과 1차 차분하여 ADF검정을 수행한 결과 모든 변수에서 단위근은 포함하고 있다는 귀무가설을 기각하여 분석자료의 시계열적 안정성을 가지고 있다는 것으로 나타났다.

VAR모형에서 단위근 검정결과 모든변수에 단위근이 없거나 단위근이 존재한다 하더라도 차분에 의해 시계열자료가 안정화된 경우에는 차분변수를 이용하여 추정을 수행할 수 있다. 다만, 만약 공적분이 존재하는 경우에는 차분하여 변수의 안정화 여부에 관계없



이 수준변수를 그대로 이용하여야 한다. Engle and Grange(1987)에 따르면 시계열 변수에 단위근이 있으면 차분하여 안정된 변수로 이용하나, 변수 사이에 공적분이 존재할 경우 차분변환이 두 변수 사이의 중요한 장기적 정보를 잃어버릴 수 있기 때문에 비정상 시계열의 선형결합을 VECM(Vector Error Correction Model)으로 표현할 수 있다.

## 2. 적정시차 판별

벡터자기회귀모형을 사용하여 분석하기 위해서는 차수  $p$ 를 결정하는데 일반적으로, 아카이케 정보기준(AIC : Akaike Information Criteria)과, 스워츠 정보기준(SC : Schwarz Information Criteria), Hannan-Quinn 정보기준(HQ : Hannan-Quinn Information Criteria)을 이용하여 선정한다.

Boswijk(1995)의 Monte Carlo 연구<sup>4)</sup>에 의하면 시차를 너무 짧게 설정하면 공적분이 없다는 귀무가설을 기각하는 경향이 있는 반면 너무 길면 검정력이 약화되는 문제점이 나타난다. 즉 정정한 시차의 선정이 공적분 검점의 신뢰도를 높일 수 있다고 하였다.<sup>5)</sup>

실증분석에서 여러 정보기준이 제공하는 시차가 상이한 경우가 많이 있다. 시차의 선택기준이 셋 이상이고 그 중 두 기준이 일치된 결과를 나타낸다면 그에 따르면 되지만, 연구자가 상대적으로 적합한 것으로 여겨지는 기준을 따를 수 있다.<sup>6)</sup>

다음 <표 4-3>, <표 4-4>, <표 4-5>, <표 4-6>은 각 모형의 적정시차 검정을 위한 검정 결과이다.

4) Boswijk, HP, 1996, "Testing Identifiability of Co-integrating Vectors." Journal of Business and Economic Statistics

5) 박종철, 2008, "벡터오차수정모형을 이용한 금리, 가격, 주가의 상관관계." 동아대학원 박사학위논문

6) Gary, Koop, 2006, 『Analysis of financial data』, Chichester, UK ; Hoboken, NJ; John Wiley & Sons Ltd

<표 4-3> 극조생종 양파가격 변동요인의 적정시차검정 결과

lag	AIC	SC	HQ
1	<b>106.8378*</b>	<b>111.8335*</b>	<b>108.3650*</b>
2	110.6272	114.4335	111.7909
3	110.8413	113.4582	111.6413
4	112.0496	113.4769	112.4859

주: \*는 각 지수에서의 최솟값

<표 4-4> 조생종 양파가격 변동요인의 적정시차검정 결과

lag	AIC	SC	HQ
1	<b>112.7280*</b>	<b>108.3263*</b>	111.9022
2	113.2615	110.7565	111.6098
3	114.3249	110.8825	111.8473
4	113.0842	111.5385	<b>109.7808*</b>

주: \*는 각 지수에서의 최솟값

<표 4-5> 중만생종 양파가격 변동요인의 적정시차검정 결과

lag	AIC	SC	HQ
1	86.66104	<b>87.42230*</b>	<b>86.89377*</b>
2	86.48186	88.00438	86.94731
3	86.37643	88.66021	87.07461
4	<b>86.08253*</b>	89.12757	87.01343

주: \*는 각 지수에서의 최솟값

<표 4-6> 작형별 양파가격간 적정시차검정 결과

lag	AIC	SC	HQ
1	<b>39.80254*</b>	41.65811	<b>40.36980*</b>
2	40.32423	41.75160	40.76059
3	40.06641	<b>41.06556*</b>	40.37186
4	40.84442	41.41536	41.01896

주: \*는 각 지수에서의 최솟값

극조생종 양파가격의 변동요인에 대한 적정시차는 각 정보기준의 최솟값이 가장 많이 분포되어있는 1로 설정하여 분석을 진행하였으며, 조생종 양파가격의 변동요인에 대한 적정시차는 HQ정보기준이 4로 나왔으나, AIC정보기준과 SC정보기준이 1로 나타나 적정시차는 1로 설정하였다.

중만생종 양파가격의 변동요인에 대한 적정시차는 AIC정보기준이 86.08253으로 가장 낮게 나타났으나, SC정보기준과 HQ정보기준의 최솟값이 적정시차 1로 나타나, 적정시차는 1로 설정하였다.

마지막으로 작형별 양파가격간 적정시차 검정결과 SC정보기준이 적정시차 3으로 나타났으나, AIC정보기준과 HQ정보기준이 적정시차 1로 나타나 1로 분석을 진행하였다.

### 3. 공적분 검정

개별적으로 단위근을 포함한 여러 변수들 사이에서 안정적인 시계열을 형성하는 선형결합이 존재하여 장기적으로 안정적인 균형 관계를 가지고 있는지 검정하기 위해 공적분 검정을 시행하였다. <표 4-7>, <표 4-8>, <표 4-9>, <표 4-10>은 각 모형의 Johansen 공적분 검정 결과이다. 검정에 사용한 시차는 앞선 적정시차 판별로 인해 모든 모형에서 1로 설정하여 분석을 진행하였다.

<표 4-7> 극조생종 양파가격의 변동요인에 대한 Johansen 공적분 검정결과

귀무가설	고유값	Trace Statistic	5% 유의수준	Prob.
None*	0.752625	79.33602	69.81889	0.0072
At most 1	0.510975	37.43048	47.85613	0.3275
At most 2	0.276768	15.97021	29.79707	0.7144

<표 4-8> 조생종 양파가격의 변동요인에 대한 Johansen 공적분 검정결과

귀무가설	고유값	Trace Statistic	5% 유의수준	Prob.
None*	0.663521	72.72741	69.81889	0.0288
At most 1	0.525267	40.05081	47.85613	0.2207
At most 2	0.259607	17.70071	29.79707	0.5882

<표 4-9> 중만생종 양파가격의 변동요인에 대한 Johansen 공적분 검정결과

귀무가설	고유값	Trace Statistic	5% 유의수준	Prob.
None*	0.679901	70.26260	47.85613	0.0001
At most 1*	0.538696	34.94971	29.79707	0.0117
At most 2	0.290700	10.96508	15.49471	0.2136

<표 4-10> 작형별 양파가격에 대한 Johansen 공적분 검정결과

귀무가설	고유값	Trace Statistic	5% 유의수준	Prob.
None*	0.742269	60.55310	29.79707	0.0000
At most 1*	0.481578	19.87798	15.49471	0.0102
At most 2	0.005618	0.169009	3.841466	0.6810

검정결과 극조생종 양파가격 변동요인, 조생종 양파가격 변동요인에서 공적분이 1개 존재하는 것으로 판명되었고, 중만생종 양파가

격 변동요인, 작형별 양파가격에 대한 공적분 검정결과 공적분이 2개 존재하는 것으로 판명되었다. 이는 모든 모형이 장기적인 균형관계를 고려해야 한다는 것을 의미 한다. 따라서, 분석 모형으로 벡터 오차수정모형(Vector error correction model: VECM)을 설정하였다.

#### 4. Granger 인과관계 검정

극조생종 양파가격의 변동요인, 조생종 양파가격의 변동요인, 중만생종 양파가격의 변동요인, 작형별 양파가격간 인과관계를 분석하기 위해 Granger 인과관계 검정을 이용하여 분석을 실시하였다. 분석을 위한 적정시차는 앞선 적정시차 판별을 이용하여 1로 설정하였고, 분석은 벡터자기회귀모형을 기초한 Granger 인과관계검정을 실시하였다.

<표 4-11> 극조생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과

귀무가설	F-Statistic	Prob
극조생종 양파생산량 ⇨ 극조생종 양파가격	13.0770*	0.0012*
극조생종 양파가격 ⇨ 극조생종 양파생산량	1.94918	0.1736
양파 수입량 ⇨ 극조생종 양파가격	5.70017*	0.0240*
극조생종 양파가격 ⇨ 양파 수입량	0.01616	0.8998
전기 중만생종 양파 생산량 ⇨ 극조생종 양파가격	13.8258*	0.0009*
극조생종 양파가격 ⇨ 전기 중만생종 양파 생산량	0.46459	0.5011
전기 마늘 생산량 ⇨ 극조생종 양파가격	5.17508*	0.0308*
극조생종 양파가격 ⇨ 전기 마늘 생산량	0.00332	0.9544

주: \*는 5% 유의수준에서 유의함

<표 4-11>은 조생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과이다. 검정 결과 극조생종 양파가격이 극조생종 양파생산량에, 양파 수입량이 극조생종 양파가격에, 전기 중만생종 양파 생산량이 극조생종 양파가격에, 전기 마늘 생산량이 극조생종 양파가격에 5% 유의수준에서 Granger 인과관계가 존재한다고 분석되었다. 분석결과 극조생종 양파생산량이 극조생종 양파가격에 영향을 미치며, 양파 수입량, 전기 중만생종 양파 생산량, 전기 마늘 생산량이 극조생종 양파가격에 영향일 미치는 것으로 판명되었다.

반면, 반대인 경우에는 모두 Granger 인과관계가 존재하지 않다고 분석되었다. 일반적으로 양파 가격이 전기 생산량에 영향을 미치는 것은 경제적인 현상에 맞지 않음으로 반대의 경우는 성립하지 않음을 보여준다.

<표 4-12> 조생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과

귀무가설	F-Statistic	Prob
조생종 양파생산량 ⇒ 조생종 양파가격	9.55180*	0.0045*
조생종 양파가격 ⇒ 조생종 양파생산량	14.4840*	0.0007*
양파 수입량 ⇒ 조생종 양파가격	1.32204	0.2600
조생종 양파가격 ⇒ 양파 수입량	0.13157	0.7195
전기 중만생종 양파 생산량 ⇒ 조생종 양파가격	14.8040*	0.0006*
조생종 양파가격 ⇒ 전기 중만생종 양파 생산량	0.15327	0.6984
전기 마늘 생산량 ⇒ 조생종 양파가격	6.47565*	0.0167*
조생종 양파가격 ⇒ 전기 마늘 생산량	0.00030	0.9863

주: \*는 5% 유의수준에서 유의함

<표 4-12>는 조생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과이다. 검정 결과 조생종 양파생산량이 조생종 양파가격에, 조생종 양파가격이 조생종 양파생산량에, 전기 중만생종 양파 생산량이 조생종 양파가격에, 전기 마늘 생산량이 조생종 양파가격에 5% 유의수준에서 Granger 인과관계가 존재한다고 분석되었다. 조생종 양파가격이 조생종 양파생산량에 인과관계가 있다는 것은 경제현상에 맞지 않으나, 조생종 양파가격이 조생종 양파생산량에 영향을 미치며, 전기 중만생종 양파 생산량, 전기 마늘 생산량이 극조생종 양파가격에 영향일 미치는 것으로 판명되었다.

마찬가지로, 반대인 경우에는 모두 Granger 인과관계가 존재하지 않다고 분석되었으며, 양파 수입량은 조생종 양파가격에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<표 4-13> 중만생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과

귀무가설	F-Statistic	Prob
중만생종 양파생산량 ⇒ 중만생종 양파가격	29.3932*	0.0000*
중만생종 양파가격 ⇒ 중만생종 양파생산량	31.8835*	0.0000*
양파 수입량 ⇒ 중만생종 양파가격	0.43969	0.5127
중만생종 양파가격 ⇒ 양파 수입량	0.43292	0.5159
전기 마늘 생산량 ⇒ 중만생종 양파가격	1.58030	0.2191
중만생종 양파가격 ⇒ 전기 마늘 생산량	2.81278	0.1046

주: \*는 5% 유의수준에서 유의함

<표 4-13>은 중만생종 양파가격 변동요인의 Granger 인과관계 검정결과이다. 검정 결과 중만생종 양파생산량이 중만생종 양파가격에, 중만생종 양파가격이 중만생종 양파생산량에 5% 유의수준에서 Granger 인과관계가 존재한다고 분석되었다. 중만생종 양파가격이 중만생종 양파생산량에 인과관계가 있다는 것은 경제현상에 맞지 않으나, 중만생종 양파생산량이 중만생종 양파가격에 영향을 미치는 것으로 판명되었다.

<표 4-14> 작형별 양파가격간 Granger 인과관계 검정결과

귀무가설	F-Statistic	Prob
조생종 양파가격 $\Rightarrow$ 극조생종 양파가격	2.21541	0.1478
극조생종 양파가격 $\Rightarrow$ 조생종 양파가격	<b>8.09506*</b>	<b>0.0082*</b>
중만생종 양파가격 $\Rightarrow$ 극조생종 양파가격	1.55133	0.2233
극조생종 양파가격 $\Rightarrow$ 중만생종 양파가격	<b>19.7590*</b>	<b>0.0001*</b>
중만생종 양파가격 $\Rightarrow$ 조생종 양파가격	3.90134	0.0582
조생종 양파가격 $\Rightarrow$ 중만생종 양파가격	<b>11.6163*</b>	<b>0.0020*</b>

주: \*는 5% 유의수준에서 유의함



<표 4-14>는 작형별 양파가격간의 Granger 인과관계 검정결과이다. 검정 결과 극조생종 양파가격이 조생종 양파가격에, 극조생종 양파가격이 중만생종 양파가격에, 조생종 양파가격이 중만생종 양파가격에 5% 유의수준에서 Granger 인과관계가 존재한다고 분석되었다. 마찬가지로, 반대인 경우에는 모두 Granger 인과관계가 존재하지 않다고 분석되었다.

## 제2절 VECM의 추정

### 1. 극조생종 양파가격에 대한 변동요인에 대한 추정

#### 1) VECM 모형

공적분 검정에서 공적분의 존재가 있다는 것을 확인됨에 따라 최우추정법을 이용하여 VECM을 추정하였다. 추정에 이용된 적정시차는 앞선 적정시차 판별을 통하여 1차로 설정하였으며 추세항을 포함하였다. 극조생종 양파가격, 극조생종 양파생산량, 양파 수입량, 전기 중만생종 양파 생산량, 전기 마늘 생산량을 변수로한 VECM의 결과는 <표 4-15>에 나타나 있다. <표 4-15>에 제시된 결과는 먼저 모든 독립변수의 t-1기까지의 VECM 분석하여 제시하였다.

<표 4-15> 극조생종 양파가격의 변동요인에 대한 벡터오차수정모형 분석결과

구분	극조생종 양파가격	극조생종 양파생산량	양파수입량	전기 중만생종 양파 생산량	전기 마늘생산량
공적분벡터	-2.049819 (0.33469) [-6.12447]* **	89.00949 (24.9229) [3.57139]* **	-21.60699 (33.2946) [-0.64896]	130.6982 (61.4375) [2.12734]* *	-18.12934 (52.9172) [-0.34260]
극조생종 양파가격 (t-1)	0.573461 (0.24113) [2.37824]** *	-44.20900 (17.9556) [-2.46213] ***	-19.90373 (23.9869) [-0.82977]	-61.94605 (44.2623) [-1.39952] *	-34.07762 (38.1239) [0.89386]
극조생종 양파생산량 (t-1)	0.002150 (0.00257) [0.83673]	-0.698089 (0.19138) [-3.64771] ***	0.069843 (0.25566) [0.27318]	1.551831 (0.47176) [3.28942]* **	-0.107970 (0.40634) [-0.26571]
양파 수입량 (t-1)	-0.003631 (0.00175) [-2.08015]* *	0.530490 (0.13000) [4.08073]* **	-0.865598 (0.17367) [-4.98428] ***	-1.074598 (0.32046) [-3.35331] ***	-0.430914 (0.27602) [-1.56119] *
전기 중만생종 양파생산량 (t-1)	-0.000453 (0.00063) [-0.71448]	-0.124637 (0.04718) [-2.64190] ***	0.072624 (0.06302) [1.15233]	0.028731 (0.11630) [0.24705]	-0.001008 (0.10017) [-0.01006]
전기 마늘생산량 (t-1)	0.001716 (0.00143) [1.20223]	-0.073981 (0.10627) [-0.69619]	0.037093 (0.14196) [0.26129]	-0.061589 (0.26196) [-0.23511]	0.076189 (0.22563) [0.33768]
상수항	10.38507 (66.0127) [0.15732]	7556.959 (4915.64) [1.53733]*	7468.380 (6566.81) [1.13729]	17808.55 (12117.5) [1.46965]*	-2683.040 (10437.0) [-0.25707]

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

2) ( )안은 표준오차, [ ]안은 t통계량을 나타냄.

VECM 분석결과를 보면 t기의 극조생종 양파가격은 t-1기의 극

조생종 양파가격과 중·만생종 양파가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 전기의 극조생종 양파가격이 10%증가하면 극조생종 양파가격이 5%증가한 다는 것을 의미한다.

또한  $t$ 기의 극조생종 양파가격은  $t-1$ 기의 양파 수입량에 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 전기의 양파수입량이 10%증가하면 양파수입량은 0.03%감소한다는 것을 의미한다.

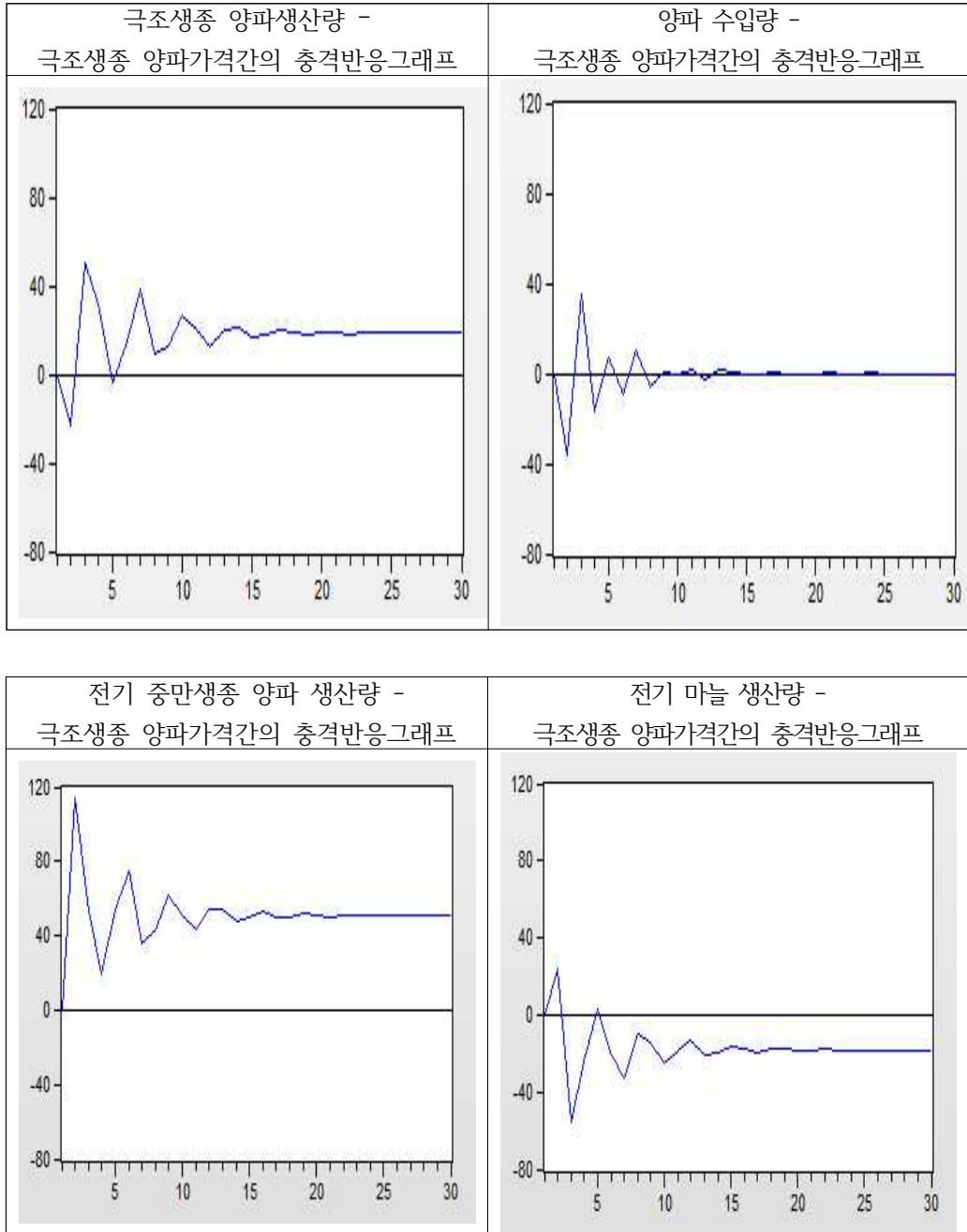
## 2) 충격반응 분석

앞서 Granger 인과관계 검정을 통해 극조생종 양파생산량, 양파 수입량, 전기 중만생종 양파 생산량, 전기 마늘생산량이 극조생종 양파가격에 인과관계가 존재한다는 것을 확인하였다. 이에 각 변수가 극조생종 양파가격에 어떠한 영향을 미치는지 구체적으로 알아보기 위해 VECM모형을 이용하였다. 다만 VECM모형은 이론에 입각한 구조 방정식이 아니라 축차형 방정식이기 때문에 VECM모형에서 추정된 값을 이용한 가설검정 등의 추론은 의미가 없다.<sup>7)</sup> 따라서 Granger 검정 결과에 따라 극조생종 양파생산량, 양파 수입량, 전기 중만생종 양파 생산량, 전기 마늘생산량이 극조생종 양파가격에 미치는 충격반응분석을 실시하였다.

---

7) 일반적인 VAR모형은 본래 구조모형의 오차항이 따로 식별되지 않는 한 콜레스키분해로 계산한 직교오차는 경제학적으로 해석을 할 수 없게 된다.

<그림 4-1> 극조생종 양파가격의 충격반응 분석결과



<그림 4-1>은 각 변수가 극조생종 양과가격의 오차항에 충격이 가해졌을 때 충격반응결과이다. 극조생종 양과 생산량의 오차항에 충격이 가해졌을 때, 2개월에서 음의 반응을 보이다가 점차 정의 반응을 보이면서 등락을 반복하다가 12개월 이후 일정하게 수렴하는 모습을 보이고 있다. 마찬가지로 양과 수입량의 오차항에 충격이 가해졌을때도 앞선 결과와 비슷한 모습으로 나타났다.

반면 전기 중만생종 양과생산량의 오차항에 충격이 가해졌을 때, 1시차부터 정(+)<sup>1</sup>의 반응을 보이다가 정(+)<sup>2</sup>의 영역에서 등락을 반복하다가 일정하게 수렴하는 모습을 보이고 있고, 전기 마늘 생산량의 오차항에 충격이 가해졌을 때, 2개월까지 정(+)<sup>3</sup>의 반응을 보이다가 점차 부(-)<sup>4</sup>의 반응을 보이면서 음의 영역에서 수렴하는 것으로 나타났다.

### 3) 분산분해분석

분산분해 분석은 한 내생변수의 예측기간을 늘려 가면서 얻는 예측오차의 분산에서 모형내 개별 설명변수의 변동에 기인하는 부분이 차지하는 비중을 백분율로 계산하여 상대적 기여도를 나타낸 것이다. 다음 <표 4-16>는 극조생종 양과가격 변동요인의 분산분해 분석 결과이다

<표 4-16> 극조생종 양파가격 변동요인의 분산분해 분석결과

기간	극조생종 양파가격	극조생종 양파생산량	양파 수입량	전기 중만생종 양파 생산량	전기 마늘 생산량
1	100	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	89.88073	0.368545	0.861291	8.519993	0.369439
3	84.96739	1.867512	1.526604	9.448444	2.190055
4	85.84513	2.147841	1.462214	8.353461	2.191358
5	84.71617	2.096083	1.448063	9.603108	2.136574
6	82.45589	2.097907	1.418481	11.78333	2.244391
7	81.24871	2.720564	1.419948	11.95881	2.651967
8	80.8866	2.671711	1.38985	12.44385	2.607984
9	79.38695	2.688288	1.36397	13.91444	2.646352
10	78.06912	2.930807	1.339668	14.79044	2.869971

VECM(1)모형으로 예측할 때 예측오차의 총 분산을 100%라 할 때 단기적으로는 전기 중만생종 양파 생산량이 8.5%로 가장 높은 설명력을 가지며, 전기 마늘생산량, 극조생종 양파생산량, 양파 수입량이 비슷한 설명력을 갖는다. 다만, 장기적으로 극조생종 양파생산량, 전기 마늘생산량이 3%로 양파 수입량에 비해 높은 설명력을 갖는다.

## 2. 조생종 양파가격에 대한 변동요인에 대한 추정

### 1) VECM 모형

조생종 양파가격, 조생종 양파생산량, 양파 수입량, 전기 중만생

중 양파 생산량, 전기 마늘 생산량을 변수로 한 VECM의 결과는 <표 4-17>에 나타나 있다. <표 4-17>에 제시된 결과는 먼저 모든 독립변수의 t-1기까지의 VECM 분석하여 제시하였다.

<표 4-17> 조생종 양파가격의 변동요인에 대한 벡터오차수정모형 분석결과

구분	조생종 양파가격	조생종 양파생산량	양파수입량	전기 중만생종 양파 생산량	전기 마늘생산량
공적분벡터	-1.522289 (0.42923) [-3.54659]* **	-62.35607 (68.2309) [-0.91390]	74.12990 (47.7422) [1.55271]*	-75.11858 (86.4805) [-0.86862]	-10.26980 (84.3751) [-0.12172]
조생종 양파가격 (t-1)	0.375455 (0.26531) [1.41515]*	104.7364 (42.1746) [2.48340]* **	-96.22630 (29.5103) [-3.26078] ***	-83.76228 (53.4550) [-1.56697] *	59.53770 (52.1537) [1.14158]
조생종 양파생산량 (t-1)	-0.002455 (0.00142) [-1.72822]* *	-0.002857 (0.22583) [-0.01265]	-0.250632 (0.15802) [-1.58608] *	1.839121 (0.28624) [6.42515]* **	0.244297 (0.27927) [0.87477]
양파 수입량 (t-1)	-0.004428 (0.00172) [-2.58157]* **	0.269417 (0.27268) [0.98804]	-0.884580 (0.19080) [-4.63623] **	-0.089137 (0.34561) [-0.25791]	-0.251949 (0.33720) [-0.74719]
전기 중만생종 양파생산량 (t-1)	0.000485 (0.00044) [1.09519]	-0.158687 (0.07043) [-2.25308] ***	0.128136 (0.04928) [2.60007]* **	-0.239545 (0.08927) [-2.68340] ***	-0.010631 (0.08710) [-0.12206]
전기 마늘생산량 (t-1)	-0.000197 (0.00108) [-0.18221]	0.218565 (0.17165) [1.27334]	-0.110940 (0.12010) [-0.92370]	-0.056539 (0.21756) [-0.25988]	0.044312 (0.21226) [0.20876]
상수항	44.76716 (50.5087) [0.88633]	4804.303 (8028.98) [0.59837]	9078.109 (5618.00) [1.61590]*	12078.50 (10176.5) [1.18690]	-4601.853 (9928.74) [-0.46349]

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

2) ( )안은 표준오차, [ ]안은 t통계량을 나타냄.

VECM 분석결과를 보면 t기의 조생종 양파가격은 t-1기의 조생종 양파가격에 통계적으로 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 전기의 조생종 양파가격이 10%증가하면 조생종 양파가격이 0.3% 증가한다는 것을 의미한다.

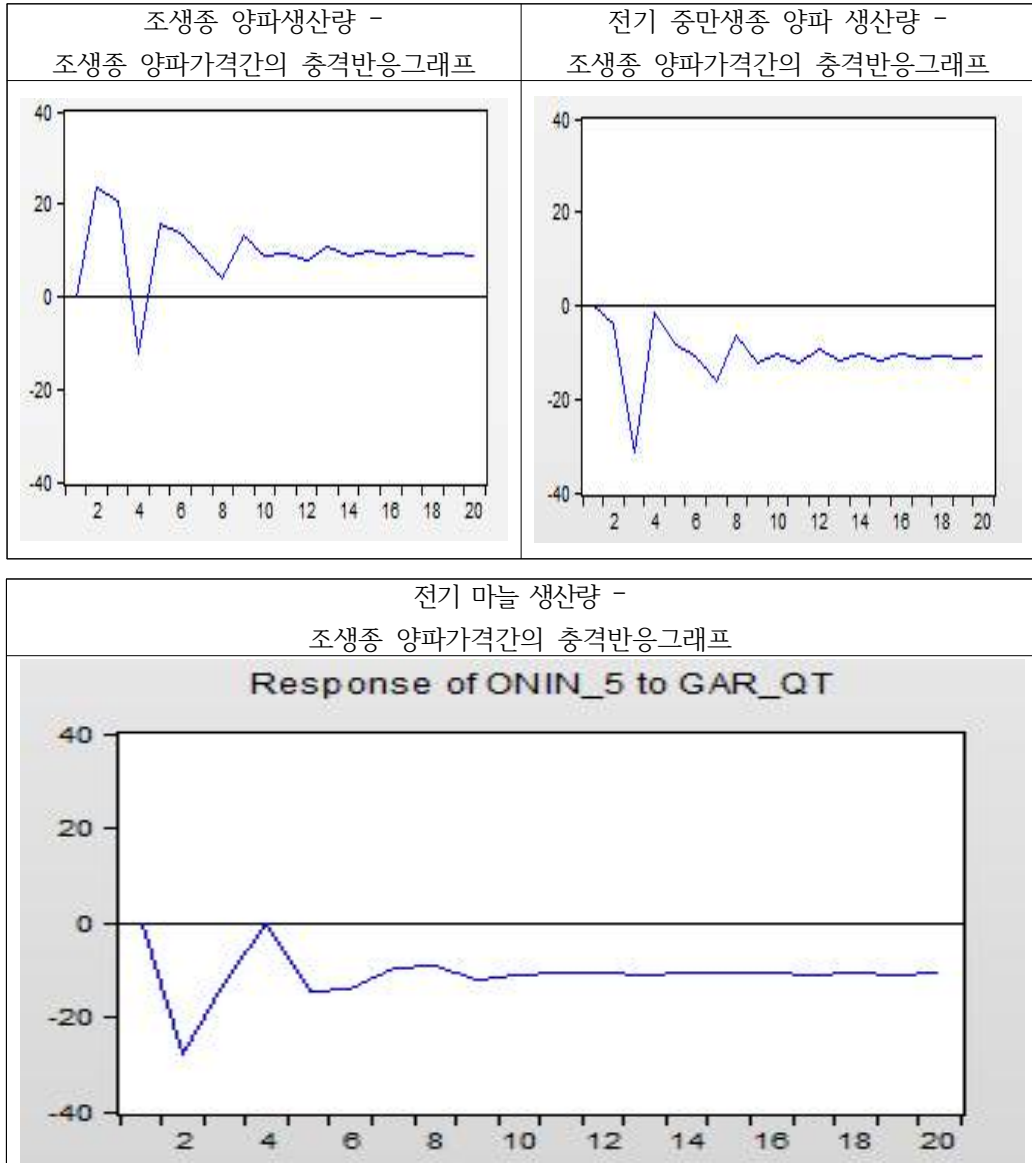
조생종 양파생산량과 양파 수입량은 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났는데, 전기의 조생종 양파생산량, 양파 수입량이 10%증가하면 조생종 양파가격이 각각 0.2%, 0.4%감소하는 것을 의미한다. 이는 경제 현상적으로 양파 공급량이 증가할 경우 다음해 양파 가격이 감소한다는 것을 의미한다.

## 2) 충격반응 분석

앞서 Granger 인과관계 검정을 통해 조생종 양파생산량, 전기 중만생종 양파 생산량, 전기 마늘생산량이 조생종 양파가격에 인과관계가 존재한다는 것을 확인하였다. 이에 각 변수가 극조생종 양파 가격에 어떠한 영향을 미치는지 구체적으로 알아보기 위해 VECM 모형을 이용하였다. 또한 VECM모형은 축차형 방정식이기 때문에 VECM모형에서 추정된 값을 이용한 가설검정은 의미가 없다는 것을 앞서 확인하였다. 이에 따라 Granger 검정 결과에 따라 조생종 양파생산량, 전기 중만생종 양파 생산량, 전기 마늘생산량이 극조생종 양파가격에 미치는 충격반응분석을 실시하였다.



<그림 4-2> 조생종 양파가격의 충격반응 분석결과



<그림 4-2>는 조생종 양파생산량, 전기 중만생종 양파생산량, 전기 마늘생산량의 오차항에 충격이 가해졌을 때 충격반응결과이다. 조생종 양파생산량-조생종 양파가격간의 충격반응 그래프를 보면 2개월에서 정(+ )의 반응을 보이며 등락을 반복하다가 9개월 기준으로 정(+ )의 반응에서 점차 수렴하여 그 충격은 지속적인 것으로 나타났

다.

전기 중만생종 생산량-조생종 양파가격간의 충격반응 그래프를 보면 2개월까지 부(-)의 반응을 보이다가 등락을 반복하면서 9개월 기준으로 점차 부(-)의 반응에서 수렴하여 그 충격은 지속적인 것으로 나타났다. 전기 마늘 생산량-조생종 양파가격간의 충격반응 그래프도 위와 비슷한 형태로 나타났다.

### 3) 분산분해분석

앞선 분석에서 조생종 양파가격이 조생종 양파생산량, 전기 중만생종 양파생산량, 전기 마늘생산량에 영향을 받는다는 것을 확인하였다. 이에 따라 조생종 양파가격 변동요인에 관하여 분산분해분석을 실시하였다.

<표 4-18> 조생종 양파가격 변동요인의 분산분해 분석결과

기간	극조생종 양파가격	극조생종 양파생산량	양파 수입량	전기 중만생종 양파 생산량	전기 마늘 생산량
1	100	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	98.12575	0.738941	0.078624	0.019663	1.037026
3	87.65462	1.154226	8.921971	1.176852	1.092329
4	87.76372	1.301709	8.717983	1.151034	1.065558
5	87.28488	1.43814	8.972639	1.119439	1.184904
6	86.3513	1.615868	9.431226	1.230286	1.371315
7	84.3901	1.636737	11.11232	1.449633	1.411204
8	84.24648	1.63006	11.18157	1.469726	1.47216
9	83.22358	1.730641	11.92937	1.554953	1.561451
10	82.56553	1.780883	12.36127	1.636536	1.655776

<표 4-18>은 조생종 양파가격 변동요인의 예측오차 분산분해 결과이다. VECM(1)모형으로 예측할 때 예측오차의 총 분산을 100%라 할 때 단기 및 장기적으로 양파 수입량이 다른 변수에 비해 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

### 3. 중만생종 양파가격에 대한 변동요인에 대한 추정

#### 1) VECM 모형

중만생종 양파가격, 중만생종 양파생산량, 양파 수입량, 전기 마늘 생산량을 변수로한 VECM의 결과는 <표 4-19>에 나타나 있다. <표 4-19>에 제시된 결과는 먼저 모든 독립변수의 t-1기까지의 VECM 분석하여 제시하였다.

VECM 분석결과를 보면 t기의 중만생종 양파가격은 t-1기의 중만생종 양파가격과 중만생종 양파가격에 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 전기의 중만생종 양파가격이 10%증가하면 중만생종 양파가격이 -5.2%감소한 것을 의미한다.

또한 t-1기의 중만생종 양파생산량, 양파 수입량, 전기 마늘생산량은 중만생종 양파가격에 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나, 이는 앞선 인과관계 분석에서 성립하지 않음을 밝혔다.

<표 4-19> 중만생종 양파가격의 변동요인에 대한 벡터오차수정모형 분석결과

구분	중만생종 양파가격	중만생종 양파생산량	양파수입량	전기 마늘생산량
공적분벡터	-0.998974 (0.23687) [-4.21736]***	496.9223 (173.537) [2.86350]***	-104.5009 (57.6114) [-1.81389]**	108.9106 (98.4877) [1.10583]
중만생종 양파가격 (t-1)	-0.528781 (0.27237) [-1.94144]**	291.9879 (199.540) [1.46331]*	-155.3464 (66.2440) [-2.34506]***	44.38046 (113.245) [0.39190]
중만생종 양파생산량 (t-1)	-0.001244 (0.00033) [-3.75940]***	0.274763 (0.24244) [1.13334]	-0.216820 (0.08048) [-2.69393]***	0.128509 (0.13759) [0.93400]
양파 수입량 (t-1)	-0.001328 (0.00093) [-1.43442]*	-0.189758 (0.67802) [-0.27987]	-0.454613 (0.22509) [-2.01968]**	-0.362936 (0.38480) [-0.94319]
전기 마늘생산량 (t-1)	-0.000846 (0.00044) [-1.92441]**	0.525570 (0.32192) [1.63262]*	-0.071149 (0.10687) [-0.66574]	0.074932 (0.18270) [0.41014]
상수항	69.63164 (25.2541) [2.75724]***	3814.175 (18501.7) [0.20615]	13868.22 (6142.25) [2.25784]***	-5502.633 (10500.3) [-0.52405]

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

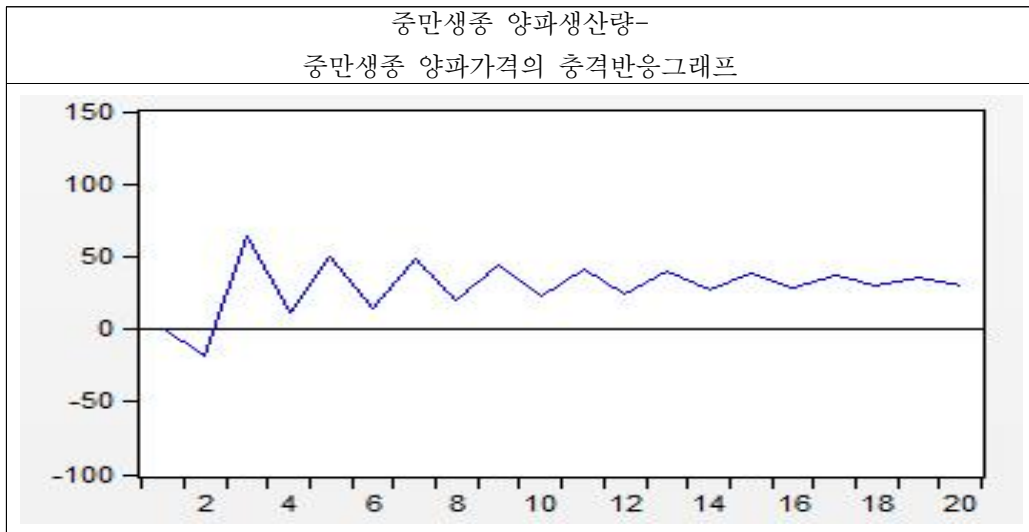
2) ( )안은 표준오차, [ ]안은 t통계량을 나타냄.

## 2) 충격반응 분석

앞서 Granger 인과관계 검정을 통해 중만생종 양파 생산량이

중만생종 양파가격에 인과관계가 존재한다는 것을 확인하였다. 이에 중만생종 양파 생산량이 중만생종 양파가격에 어떠한 영향을 미치는지 구체적으로 알아보기 위해 VECM모형을 이용하였다. Granger 검정 결과에 따라 중만생종 양파생산량이 중만생종 양파가격에 미치는 충격반응분석을 실시하였다.

<그림 4-3> 중·만생종 양파가격의 충격반응 분석결과



<그림 4-3>은 중만생종 양파생산량의 오차항에 충격이 가해졌을 때, 충격반응결과이다. 충격반응 그래프를 보면 2개월에서 부(-)의 반응을 보이다가 점차 정(+)의 반응을 보이면서 등락을 반복하다가 그 충격은 지속적인 것으로 나타나 항구적인 것으로 나타났다.

### 3) 분산분해분석

앞선 분석에서 중·만생종 양파가격이 중만생종 양파생산량에 영향을 받는다는 것을 확인하였다. 따라서 다음 <표 4-20>와 같이 분산분해분석을 실시하였다.

<표 4-20> 중·만생종 양파가격 변동요인의 분산분해 분석결과

기간	중만생종 양파가격	중만생종 양파생산량	양파 수입량	전기 마늘 생산량
1	100	0.000000	0.000000	0.000000
2	88.3739	1.510042	0.083293	10.03276
3	70.18259	14.99886	7.221421	7.59713
4	69.52297	15.04469	8.017099	7.41524
5	65.05839	19.78774	8.726803	6.427068
6	64.96531	19.98302	8.60692	6.444751
7	60.97779	23.98468	9.194968	5.842565
8	60.50338	24.59269	9.108501	5.795429
9	57.86123	27.34028	9.397154	5.40133
10	57.23763	28.13042	9.274638	5.357307

<표 4-20>은 중·만생종 양파가격의 예측오차 분산분해 결과이다. VECM(1)모형으로 예측할 때 예측오차의 총 분산을 100%라 할 때 단기적으로는 전기 마늘 생산량이 10%로 높은 설명력을 갖지만, 장기적으로 중만생종 양파생산량이 28%로 높은 설명력을 갖는다.

#### 4. 작형별 양파가격에 대한 추정

##### 1) VECM 모형

극조생종 양파가격, 조생종 양파가격, 중만생종 양파가격을 변수로 한 VECM의 결과는 <표 4-21>에 나타나 있다. <표 4-21>에 제시된 결과는 먼저 모든 독립변수의 t-1기까지의 VECM 분석하여 제시하였다.

<표 4-21> 각형별 양파가격에 대한 벡터오차수정모형 분석결과

구분	극조생종 양파가격	조생종 양파가격	중만생종 양파가격
공적분벡터	-1.813917 (0.24497) [-7.40453]***	-1.171418 (0.16712) [-7.00940]**	-0.279508 (0.11873) [-2.35422]***
극조생종 양파가격 (t-1)	0.093158 (0.25225) [0.36931]	0.338839 (0.17209) [1.96901]**	0.031165 (0.12225) [0.25492]
조생종 양파가격(t-1)	0.884734 (0.40746) [2.17134]**	0.028410 (0.27797) [0.10221]	-0.059459 (0.19747) [-0.30110]
중만생종 양파가격 (t-1)	-1.796232 (0.46975) [-3.82379]***	-1.387640 (0.32046) [-4.33010]***	-0.818321 (0.22766) [-3.59442]***
상수항	37.29301 (57.1497) [0.65255]	38.33234 (38.9875) [0.98320]	45.29004 (27.6975) [1.63516]*

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

2) ( )안은 표준오차, [ ]안은 t통계량을 나타냄.

VECM 분석결과를 보면 t-1기의 조생종 양파가격은 t기의 극조생종 양파가격에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 전기의 조생종 양파가격이 10% 상승했을 때, 극조생종 양파가격이 8.8% 증가한다는 것을 의미한다. 또한 t-1기 중·만생종 양파가격은 t기의 극조생종 양파가격에 통계적으로 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 전기의 중만생종 양파가격이 10%상승하면 극조생종 양파가격이 17%감소한 다는 것을 의미한다.

조생종 양파가격의 분석결과를 보면, t-1기의 중만생종 양파가격이 t기 조생종 양파가격에 대해 통계적으로 유의적인 음(-)의 영

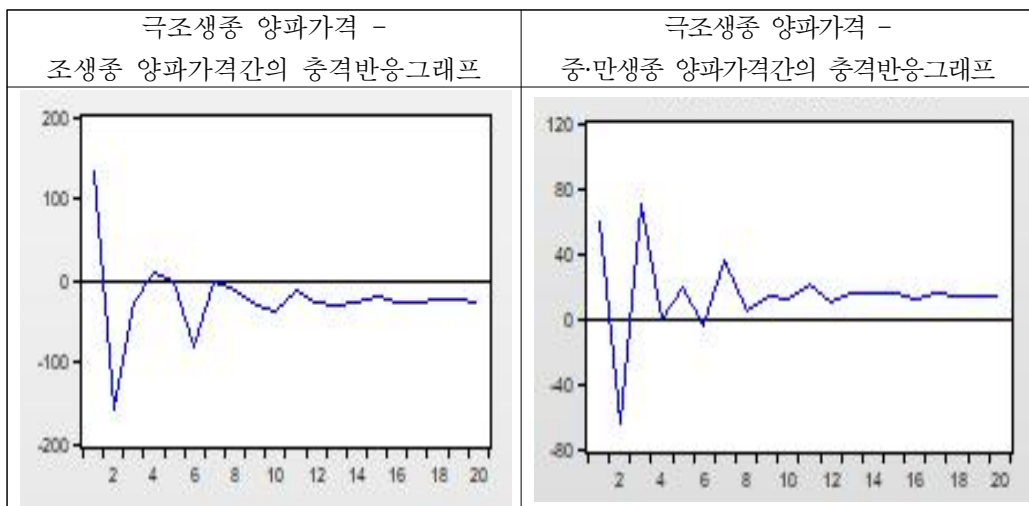
향을 받는다는 것으로 나타났다. 이는 전기에 중만생종 양파가격이 10% 상승할 때, t기의 조생종 양파가격이 13%감소 한다는 것을 의미한다.

중·만생종 양파가격의 분석결과를 보면, t-1기의 중만생종 양파가격이 t기 중만생종 양파가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 전기 중만생종 양파가격이 10% 상승하면 중·만생종 양파가격이 8% 감소 한다는 것을 나타낸다. 앞서 극조생종, 조생종 양파가격과 비슷한 형태로 나타나는데, 전기 중만생종 양파가격이 후기 양파가격에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

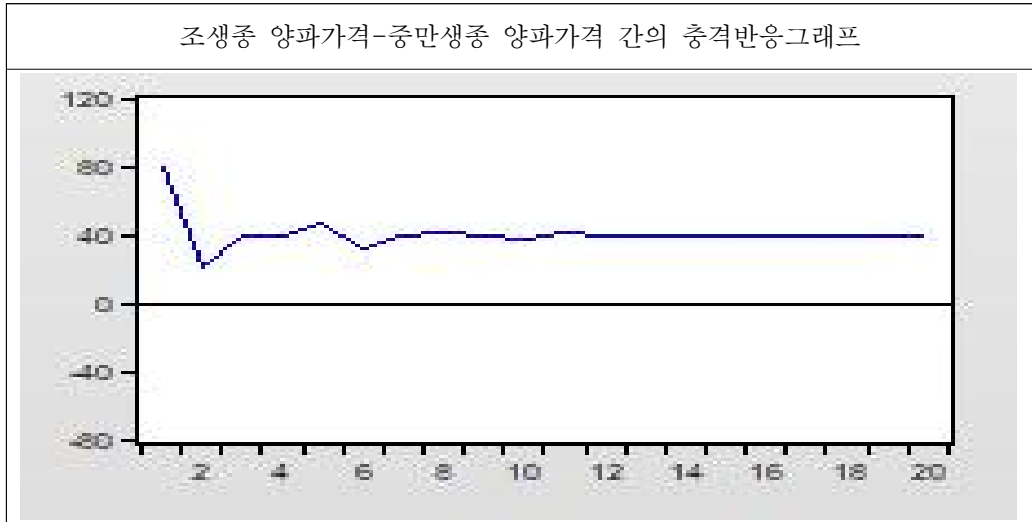
## 2) 충격반응 분석

다음은 Granger 검정 결과에 따라 극조생종 양파가격, 조생종 양파가격이 중만생종 양파가격에 어떤 영향을 미치는지, 조생종 양파가격이 중만생종 양파가격에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위해 충격반응분석을 실시하였다.

<그림 4-4> 극조생종 양파가격과 조생종, 중·만생종 양파가격간 충격반응 분석결과







<그림 4-4>는 극조생종 양파가격의 오차항에 충격이 가해졌을 때, 충격반응결과이다. 극조생종 양파가격-조생종 양파가격간 충격반응 그래프를 보면 2개월에서 부(-)의 반응을 보이다가 등락을 반복하면서 10개월 이후 점사 수렴하는 것으로 나타났다. 극조생종 양파가격-중만생종 양파가격 충격반응 그래프도 조생종 양파가격 충격반응 그래프와 비슷한 모습으로 나타나나, 조생종 양파가격 충격반응 그래프는 정(+)의 반응으로 수렴하는 것으로 나타났다.

조생종 양파가격-중만생종 양파가격 충격반응 그래프는 2개월 까지 일시적으로 감소하는 모습을 보이지만 전체적으로 정(+)의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 즉, 어떠한 정책 수단으로 인해 극조생종 양파가격, 또는 조생종 양파가격이 변동될 경우, 초기에 충격에 대한 변화가 뚜렷하게 보이다가 그 효과가 지속적으로 유지된다는 것을 의미한다.

### 3) 분산분해분석

앞선 분석에서 중·만생종 양파가격이 극조생종 및 조생종에 영향을 받으며, 조생종이 극조생종 양파가격에 영향을 받는다는 것을

확인하였다. 따라서 중·만생종과 조생종에 관하여 분산분해분석을 실시하였다.

<표 4-22> 조생종 양파가격에 대한 분산분해 분석결과

기간	극조생종 양파가격	조생종 양파가격	중만생종 양파가격
1	39.46142	60.53858	0.000000
2	47.7461	48.54761	3.706284
3	38.56193	46.30726	15.13081
4	35.84307	50.12681	14.03012
5	30.6363	55.65718	13.70652
6	30.38777	55.05038	14.56185
7	28.08199	56.41528	15.50273
8	26.14797	59.00466	14.84737
9	24.34443	60.43501	15.22055
10	23.30179	61.09287	15.60533

<표 4-23> 중만생종 양파가격에 대한 분산분해 분석결과

기간	극조생종 양파가격	조생종 양파가격	중만생종 양파가격
1	15.23105	27.79743	56.97152
2	23.20159	20.83243	55.96598
3	25.74455	17.11224	57.14321
4	23.77476	18.84504	57.38019
5	19.78385	18.58775	61.6284
6	17.97288	18.31212	63.71499
7	17.50179	18.17241	64.3258
8	16.1279	18.69441	65.17769
9	14.77544	18.51062	66.71394
10	13.88931	18.52672	67.58397

<표 4-22>는 조생종 양파가격의 예측오차 분산분해 결과이다.

VECM(1)모형으로 예측할 때 예측오차의 총 분산을 100%라 할 때 단기적으로는 극조생종 양파가격이 39%로 높은 설명력을 갖는다. 장기적으로는 극조생종 양파가격이 23%로 단기에 비해 낮은 설명력을 갖는다.

<표 4-23>은 중만생종 양파가격의 예측오차 분산분해 결과이다. VECM(1)모형으로 예측할 때 단기적으로는 극조생종 양파가격이 15%, 조생종 양파가격이 27%로 극조생종 양파가격에 비해 조생종 양파가격이 높은 설명력을 갖는다. 장기적으로도 조생종 양파가격이 높은 설명력을 갖지만 단기에 비해 낮은 설명력을 갖는다.

### 제 3절. 예측력 측정

김경환·이한식(2004)은 미래에 대한 전망을 시도할 때는 항상 예측에 따르는 예측오차를 고려해야 하고, 우수한 예측력을 보이는 예측모형이 결정된 경우에도 이로부터 도출되는 예측치의 오차가 너무 크다면 그 예측치를 신뢰할 수 없을 것이라고 하였다. 예측모형의 예측력 평가를 위해 지금까지 구성한 VECM을 추정하고 도출된 결과로 모형의 예측력을 비교 분석하기 위하여 작형별 양파가격을 이용하여 사후예측(ex-post forecast)을 시행하였다. 본 논문에서는 각 모형으로부터 예측된 값과 실측값을 비교하는 방법으로 시행하였다.

예측력 평가기준으로는 RMSPE(Root Mean Square Percent Error), MAPE(Mean Absolute Percent Error), 테일의 불균등계수(Theil's inequality coefficient)<sup>8)</sup>등이 고려되었다.

$$(1) \quad RMSPE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left( \frac{Y_t^s - Y_t}{Y_t} \right)^2} \times 100$$

8) Theil's 계수는 0과 1사이의 값을 가지게 되는데, 예측치와 실측치가 정확히 같은 경우는 0이 됨.

$$(2) \quad MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t^s - Y_t}{Y_t} \right| \times 100$$

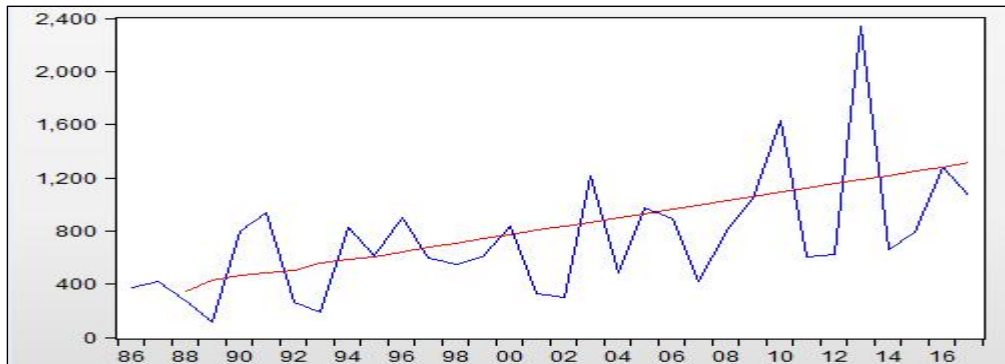
$$(3) \quad \text{Theil's } U \text{ coefficient} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t^s - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t^s)^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t)^2}}$$

<표 4-24> 작형별 양파가격 VECM모형 예측력 검토 (검정기간: 2015~2017)  
단위: kg/원

검정기준	극조생종 양파가격		조생종 양파가격		중만생종 양파가격	
	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치
2015	790	1,046.2	731	761.51	996	817.21
2016	1,280	1,070.66	586	780.07	679	837.23
2017	1,068	1,095.41	975	798.86	1,081	857.51
RMSPE	21.02		21.91		20.76	
MAPE	17.12		18.45		20.64	
Theil's U	0.09		0.10		0.11	

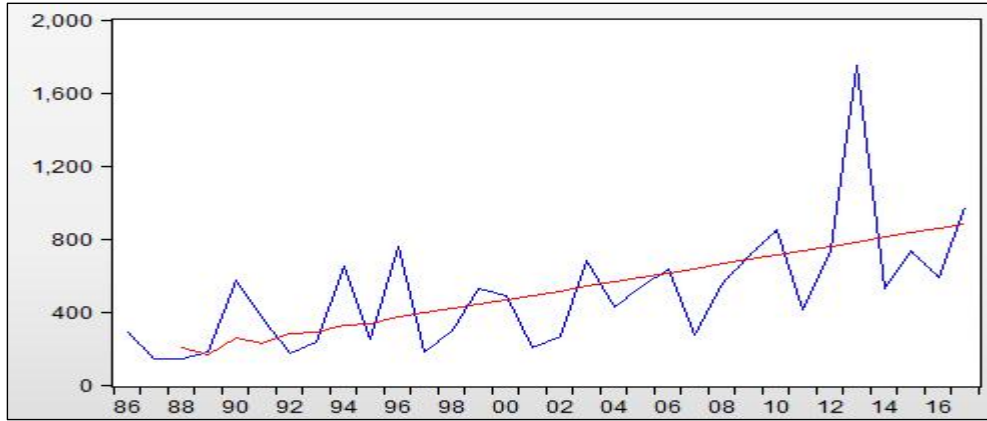
<표 4-24>는 작형별 양파가격 VECM모형에 대한 예측력 검정결과이다. 각 양파가격에 대한 예측력은 비교적 양호한 것으로 나타났으며, MAPE 기준으로 극조생종 양파가격 17.12%, 조생종 양파가격 18.45%, 중만생종 양파가격 20.64%로 나타났다. 채소류 특성상 가격 등락폭이 크기 때문에 예측력이 다소 높게 나온 것을 감안하였다.

<그림 4-5> 극조생종 양파가격의 예측력



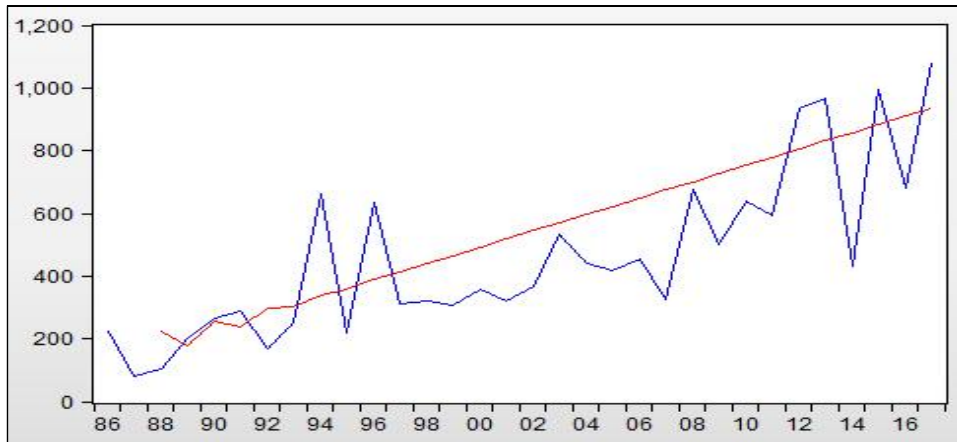
주: 파란선이 실측치, 빨간선이 예측치임

<그림 4-6> 조생종 양파가격의 예측력



주: 파란선이 실측치, 빨간선이 예측치임

<그림 4-7> 중만생종 양파가격의 예측력



주: 파란선이 실측치, 빨간선이 예측치임

<그림 4-5>, <그림 4-6>, <그림 4-7>은 각각 작형별 양파가격의 예측 값과 실제 값의 추세에 대해 시계열 그림을 그린 결과이다. 각 작형별 양파가격은 시간이 지남에 따라 점차 증가하는 추세를 보이고 있으며, 예측치 또한 비슷한 모습으로 나타났다.

## 제 5 장

### 요약 및 결론

양파는 대표적인 양념채소로 고추, 마늘과 같이 한국인의 식생활에 필수적인 채소이다. 이에 정부에서는 배추와 무를 포함하여 5대 채소로 지정하고 수급안정(계약재배)사업, 수매·비축사업, 최저보장가격 사업 등의 정책 사업을 통해 생산자의 소득 확보와 소비자의 물가 안정을 도모하고 있다. 또한 양파는 해가 지남에 따라 생산량 및 소비량이 점차 증가하고 있고 국내 양파 수급이 불안정 할 경우 중국 양파 수입에 의존하고 있으며, 이에 따라 중국 양파 동향이 매우 중요하다고 할 수 있다. 5대 채소 중, 마늘과 양파는 다른 채소류와 달리 1년에 한번 수확하여 이듬해 수확기 까지 저장출하가 이루어지고 있다. 또한 양파 국내양파 수급이 불안정할 때 수입에 의존하고 있으며, 이에 따라 생산량과 수매가격이 양파 수급에 중요한 영향을 미친다

양파는 주로 노지에서 재배되고 있으며, 품종 및 재배시기에 따라 조생종, 중·만생종으로 나뉘며, 가장 먼저 출하되는 제주지역부터 시작하여 전국적으로 생산되는 특징을 가지고 있기 때문에 출하지역 기상 변화에 따라 생산량의 변화가 심하여 주출하시기의 가격 예측이 어려운 실정이다.

본 연구는 이러한 주출하시기 가격 예측을 위해 양파의 주요산지 작형별 가격간 인과관계 및 변동요인을 규명하는데 목적이 있다. 본 연구는 극조생종, 조생종, 중·만생종 양파가격을 개별 변수로 설정하여 벡터오차수정모형을 기초로 하여 Granger 인과관계를 검증하고, 충격반응분석 및 분산분해분석 및 예측을 실시하였다.

분석에 앞서 각 변수의 시계열적 안정성을 검토하기 위해 단위근 검정을 실시하였고, 검정결과의 효율성을 위해 적정시차를 판별하였다. 단위근 검정을 통해 단위근이 존재할 경우 차분을 통해 정상적인 시계열 자료를 가진다고 판별하였으며, 장기적인 균형관계를 파악하기 위해 공적분 검정을 시행하였다. 이후 적정시차를 토대로 Granger 인과관계 검정을 실시하여 변수간 상관관계를 규명하였다. 다음으로 적정시차에 따라 벡터오차수정모형을 구축하였으며, 충격 반응분석을 통해 앞서 Granger 인과관계 검정을 토대로 극조생종, 조생종에 임의의 충격이 가해졌을 때, 나타나는 영향을 살펴보았다. 마지막으로 분산분해분석을 실시하여 모형 내 개별변수의 기여도를 파악하였다. 이에 대한 주요 분석결과는 다음과 같다.

각 변수의 정상적인 시계열적 안정성을 확보하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. 검정결과 극조생종 양파가격, 극조생종 양파생산량, 조생종 양파가격을 제외한 변수의 수준변수에서 단위근을 포함하여, 나머지 변수에 대해 1차 차분을 진행하였다. 1차 차분 결과 모든 변수에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 안정적인 시계열 자료라는 것을 판별하였다.

적정시차를 판별하기 위해 벡터자기회귀모형을 기초로 AIC, SC, HQ 지수를 활용하여 적정시차를 판별하였다. 검정결과 모든 모형에서 적정시차는 1로 나타났으며, 이에 따라 VAR(1)모형으로 분석을 실시하였다.

단위근 검정을 통해 시계열적 안정성을 확보하였으나, 장기적인 균형관계를 파악하기 위해 공적분 검정을 실시하였다. 검정은 Johansen 공적분 검정을 실시하였으며, 검정결과 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났으며, 이에 따라 VECM모형을 설정하였다.

각 모형별 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 극조생종 양파가격의 변동요인에 대한 인과관계를 분석을 위해 Granger 인과관계 검정을 실시한 결과, 극조생종 양파가격은 자체 생산량, 중국산 양파 수입량, 전기 중만생종 양파생산량, 전기

마늘 생산량에 대해 Granger 인과관계가 있는 것으로 분석되었다. 이러한 인과관계에 따라 극조생종 양파가격의 변동요인의 영향을 파악하기 위해 충격반응 분석을 시행했다. 분석결과 극조생종 양파 생산량의 오차항에 의한 충격으로 조생종 양파가격은 초기에 부(-)의 반응을 보이다가 점차 정(+)의 형태로 수렴하는 모습을 보이며, 양파 수입량 또한 같은 모습으로 나타났다. 반면, 전기 중만생종 양파 생산량의 오차항에 충격이 가해졌을 때, 정(+)의 반응을 보이다가 점차 수렴하는 것으로 나타났다. 이후 분산분해분석 실시결과 전기 중만생종 양파생산량이 가장 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

둘째, 조생종 양파가격의 변동요인에 대한 인과관계를 분석을 위해 Granger 인과관계 검정을 실시한 결과, 조생종 양파가격은 자체 생산량, 전기 중만생종 양파생산량, 전기 마늘 생산량에 대해 Granger 인과관계가 있는 것으로 분석되었다. 이러한 인과관계에 따라 극조생종 양파가격의 변동요인의 영향을 파악하기 위해 충격반응 분석을 시행했다. 분석결과 극조생종 양파가격 모형과 비슷한 형태로 나타나, 전기 중만생종 양파가격의 오차항에 충격이 가해질 경우 초기에 부(-)의 반응을 보이다가 점차 수렴하는 형태로 나타났다. 이후 분산분해분석 실시결과 양파 수입량이 장기 및 단기에 가장 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

셋째, 중만생종 양파가격의 변동요인에 대한 인과관계를 분석을 위해 Granger 인과관계 검정을 실시한 결과, 중만생종 양파가격은 자체 생산량에 대해 Granger 인과관계가 있는 것으로 분석되었다. 이러한 인과관계에 따라 충격반응 분석을 시행한 결과 중만생종 양파생산량의 오차항에 충격이 가해질 때, 중만생종 양파가격은 초기에 정(+)의 형태를 보이다가 점차 수렴하는 형태로 나타났다. 이후 분산분해분석 실시결과 중만생종 양파 생산량이 장기 및 단기에 가장 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

넷째, 작형별 양파가격의 인과관계를 파악하기 위해 Granger 인



과관계 검정을 실시한 결과, 조생종 양파가격은 극조생종양파가격에, 중만생종 양파가격은 조생종 양파가격과, 극조생종 양파가격에 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 인과관계에 따라 충격반응 분석을 실시한 결과 극조생종 양파가격의 오차항에 충격이 가해질 때 중만생종 양파가격은 양(+)<sup>1</sup>의 반응을 보이다가 점차 수렴하는 모습으로 나타났고, 조생종 양파가격은 부(-)<sup>2</sup>의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 조생종 양파가격의 오차항에 충격이 가해질 때 중만생종 양파가격은 정(+)<sup>3</sup>의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이에 모형내 개별변수의 기여도를 파악하기 위해 중만생종 양파가격에 대한 분산분해분석을 실시하였으며, 분석결과 중·만생종 양파가격에 대해 극조생종 양파가격보다 조생종 양파가격이 더 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났고, 조생종 양파가격에 대해 분산분해 분석을 실시한 결과 극조생종이 높은 설명력을 가지고 있는 것으로 나타났다.

마지막으로, 각 모형별로 도출된 VECM모형에 의해 구축된 예측력 검정결과 비교적 높은 예측오차가 있는 것으로 도출되었으나, 이는 채소류 가격등락폭이 크기 때문에 비교적 양호한 것으로 판명되었다. 극조생종 양파가격, 조생종 양파가격, 중만생종 양파가격에 대한 예측치는 실제치의 추세에 맞게 점차 증가하는 모습으로 나타났다.

분석결과 전기 중만생종 양파생산량은 후기의 극조생종 및 조생종 양파가격에 영향을 주며, 양파와 대체관계에 있는 마늘 또한 극조생종 및 조생종 양파가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 중만생종 양파가격은 극조생종과 조생종 양파가격에 영향을 받으며, 조생종 양파가격 또한 극조생종 양파가격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 즉, 전국에서 양파가 가장 먼저 생산되며, 극조생종 주산지인 제주도 양파가격이 다른 요인에 의해 가격이 변동되면, 향후 생산되는 조생종 및 중·만생종 주산지인 전남, 경남 지역 양파가격이 영향을 받는다는 것을 의미한다. 또한 어떠한 요인으로 인해 중만생종 생산량 및 마늘 생산량에 변동이 있을 경우 다음기의 극조

생종 및 조생종 양파에 영향이 있는 것으로 판명되었다. 이에 따라 전기 중만생종 양파 및 마늘의 생산이 어떠한 요인에서 생산량이 증가 혹은 감소할 때, 전국에서 가장 먼저 수확되는 제주지역 극조생종 양파가격에 대해 선제적으로 대응해야하며, 또한 어떠한 요인으로 인해 극조생종 양파가격이 상승, 혹은 하락할 때 선제적인 수급대책을 통해 향후 조생종 및 중만생종 양파가격 안정을 도모해야 할 것으로 사료된다.

본 연구는 작형별 가격간 인과관계 및 변동요인을 탐색하여 작형별 수확기의 가격상승 및 하락에 의한 수급불안정을 선제적으로 대처할 수 있는 정책 방향을 수립하는데 의의를 가질 수 있을 것으로 기대된다. 다만, 본 연구에서 연별자료를 이용함으로써 표본의 크기가 작고, 채소류 특성상 가격 등락이 심하여 시계열적 적합도가 낮으며, 유통 및 가공 변수 등 다양한 외생변수를 포함시키지 못한 한계가 있다. 향후 이와 같은 외생변수를 모형에 포함하면 작형별 양파 가격간의 관계 분석을 보다 면밀하게 할 수 있을 것으로 사료된다.

## 참고문헌

- 강기춘, 2010, 『계량경제학 이론과 실습』, 도서출판 온누리
- 강태훈, 2007, “도매시장 경락가격과 반입량의 상호관계 분석: 배추, 감자, 양파를 중심으로.”, 농업경제연구
- 김라이, 2015, “마늘 정부비축물량 방출이 중·단기 마늘 시장에 미치는 영향”, 전남대학교
- 김명직·장국현, 2002, 『금융시계열분석』, 경문사
- 김병률, 2011, “채소 수급 및 유통현황과 개선방향”, 한국식품유통학회
- 김배성, 2005, “채소가격 예측을 위한 응용기법별 예측력 비교”, 농업경제연구
- 김배성·조재환, 2010, “중기선행관측을 위한 농축산물 작형별 수급모형 및 예측평가시스템 개발 연구.”, 한국농촌경제연구원
- 김배성·조재환, 2010, “대파의 도매가격 변동 요인 분석”, 농업경영·정책연구
- 김성우 송성환 외, 2016, “양념채소 저장 실태와 효율적인 수급안정체계 구축 방안 : 마늘·양파를 중심으로”, 한국농촌경제연구원
- 김윤진, 2013, “이상기후 현상이 단수 및 변동성에 미치는 영향 : 양파 사례 연구”, 서울대학교
- 김인석 외, 2014, “양파·대파 중기선행관측 모형 개발”, 한국농촌경제연구원
- 김충현, 2015, “한·미 FTA 이후 제주산, 국내산과 수입산 돼지고기 가격 인과관계 변화 분석”, 제주대학교
- 남국현, 최영찬, 2015, “양파 출하시기 도매가격 예측모형 연구”, 농촌지도와 개발
- 농촌진흥청, 2007, 『양파 재배』
- 박기환·박영구·김재한, 2007, “주요 채소류의 월별 수입수요함수 추정”, 한국농촌경제연구원
- 박종철, 2008, “벡터오차수정모형을 이용한 금리, 가격, 주가의 상관관계.” 동아대학교
- 박효백, 2014, “함양 양파 생산형태 및 판매실태 연구”, 경남과학기술대학교
- 송성환·한은수·이형용·김성우, 2016, “마늘·양파 산지 수매가격 분석 및 시사점”,

한국농촌경제연구원

안병일·김태훈, 2008, “주요 농산물의 생산자와 소비자 가격간의 비대칭적 가격전  
이 분석”, 농업경제연구

안병일·김성용·김병률, 2002, “양념채소가격의 변동추세와 요인분석”, 농업경제연  
구

윤병삼·양승룡, 2004, “양념채소 가격의 오일효과, 월별효과 및 월중효과에 관한  
연구”, 농업경제연구

이중용, 1996, “고추, 마늘, 양파의 생산결정요인 분석”, 농촌경제

이용선·김종진·노수정, 2012, “주요 채소가격의 변동 패턴 및 요인 분석”, 한국농  
촌경제연구원

조가옥 외, 2014, “채소류 주산지의 형성과 확산과정-양파를 중심으로”, 농업사연  
구

최병욱·전창곤·김동훈, 2011, “채소 수급 및 가격안정화 방안 연구”, 한국농촌경제  
연구원

최병욱·김원태, 2007, “참외 주산지과 도매시장 가격의 동태적 인과성 분석”, 농  
촌경제

최성천·백장선, 2016, “공간 패널 회귀모형을 이용한 양파 생산량 추정”, 응용통  
계연구

관세청, <<http://www.customs.go.kr>>

농림축산식품 주요통계 각 년도, 농림축산식품부

국가통계포털, <<http://kosis.kr>>

서울시농수산물공사, <<http://www.garak.co.kr>>

한국농촌경제연구원 농업관측본부, 농업관측 각 년도, <<http://aglook.krei.re.kr>>

Boswijk. HP, 1996, “Testing Identifiability of Co-integrating Vectors.” Journal of  
Business and Economic Statics

David W. Skully, The Economics of TRQ Administration, International  
Agricultural Trade Research Consortium, 1999

D. A. Dicky and W. F. Fuller, 1979, “Distribution of the estimators for  
autoregressive time series with a unit root”, Journal of the American

Statistical

- Gary, Koop, 2006, 『Analysis of financial data』, Chichester, UK ; Hoboken, NJ; John Wiley & Sons Ltd
- H. Wold, 1939, “A Study in Analysis of Stationary Time Series”, Journal of the Royal Statistical Society
- R. F. Engle and C. W. J. Granger, 1987, “Cointegration and Error Collection : Representation, Estimation and Testing”, *Econometrics*
- Nerlove, Marc, 1956, “Estimates of the Elasticities of Supply of Slected Agricultural Commodities.”, *J. Farm. Econ*
- Scott et al, 2008, “Korea Agricultural Simulation Model and Livestock Quarterly Model”, M91. FAPRI. KREI
- S. Johansen, 1988, “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economics Dynamics and Control*
- S Johansen, 1991, “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models”, *Econometrica*