

주요산지 양파 작형별 가격간 인과관계 분석

양진석¹, 김배성², 김화년^{3*}

¹한국농촌경제연구원 농업관측센터, ²제주대학교 산업응용경제학과·친환경농업연구소·아열대농업생명과학연구소,
³제주대학교 산업응용경제학과,

A Causality Analysis of the different types of onion prices

Jin-Suk Yang¹, Bae-Sung Kim², Hwa-Nyeon Kim^{3*}

¹Agricultural Outlook Center in Korea Rural Economic Institute

²Dept. of Applied Economics in Jeju National University

²Sustainable Agriculture Research Institute

²Research Institute of Subtropical Agricultural and Animal Biotechnology

³Dept of Applied Economics in Jeju National University

요약 본 연구는 극조생종, 조생종, 중·만생종 양파가격을 개별 변수로 설정하여 벡터오차수정모형을 기초로 하여 Granger 인과관계를 검증하고, 충격반응분석 및 분산분해분석 및 예측을 실시하였다. 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. 이에 따라 전기 중만생종 양파 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.

Abstract The purpose of this study is to identify the causation and variation among the various types of onion prices in the major production sites to predict these prices. The Granger causal relationship was tested on the basis of VECM by setting the onion price of the early, middle, and late species as individual variables. The analysis shows that the amount of onions produced in the prior term affects the price of onions for the later period, while garlic in the substitution relationship with onions also affects the prices of onions for the early and middle-variety. On the other hand, the price of the late-variety is affected by the price of the early-variety, and the price of the middle-variety is also affected by the price of the early-variety. If the price of onions on Jeju changes due to other factors, the prices of onions in Jeollanam-do and Gyeongsangnam-do provinces will be affected. Accordingly, when the production of late-variety increases or decreases in production under any factor and to promote stability of the prices of middle and late-variety through preemptive supply and demand measures when the prices of ultra-breed onions rise or fall due to any factor (Ed- I cannot understand this last sentence and cannot guess at the correct meaning. Please try to rewrite very simply).

Keywords : Functions of Onion, Vector Error Correction model, Granger Causality, Unit Root, Cointegration

본 논문은 양진석의 석사학위 논문을 인용하여 수정, 보완한 것임을 밝힌다

*Corresponding Author: Hwa-Nyeon Kim(Jeju National University)

email: hnkim@jejunu.ac.kr

Received August 22, 2019

Accepted February 7, 2020

Revised December 5, 2019

Published February 29, 2020

1. 서론

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. 5대 채소 중, 마늘과 양파는 다른 채소류와 달리 1년에 한번 수확하여 이듬해 수확기까지 저장출하가 이루어지며, 이에 따라 생산량과 수매가격이 양파 수급에 중요한 영향을 미친다[1].

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.

양파는 생산량이 큰 폭으로 감소하는 불안정한 시기를 제외하고는 자급률이 95% 내외를 유지하는 높은 자급률을 보여주고 있고, 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[2, 3].

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

2. 표본 자료 및 분석모형

2.1 표본자료

양파 가격은 가락시장에서 발표되는 연별자료를 사용하였으며, 극조생종, 조생종, 중·만생종 가격자료는 각 품종이 출하되는 시기인 4월 가격, 5월 가격, 6월 가격으로 가정하였다. 다만, 가락시장 경락가격이 매일 발표되지 않으며, 주말 및 공휴일 또한 발표되지 않으므로, 발표되

지 않은 날은 전일과 후일의 평균으로 계산하여 분석하였다[4].

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

Table 1. Statistic of Sample Data

OBS	Average	Standard deviation	Minimum	Maximum
Early-variety price (won/kg)	741.8	443.2	112	2,342
Middle-variety price (won/kg)	503.1	317.6	139	1,749
Late-variety price (won/kg)	461.1	259	83	1,081
OBS	Average	Standard deviation	Minimum	Maximum
Early-variety output (ton)	127,046.9	37,212.4	60,632	206,274
Middle-variety output (ton)	194,634.5	93,105.8	72,000	413,389
Late-variety output (ton)	601,129.5	213,552.1	246,316	1033,472
import (ton)	50,683.7	49,795.7	10	214,878
Garlic output (ton)	376,654.2	60,116.9	266,272	483,778

2.2 분석 모형

시계열분석의 기본가정은 시계열이 유한한 분산을 가지며 시계열의 평균치 및 상관 함수가 시간의 흐름에 따라 불변인 경우로 정의되는 안정적인 시계열을 갖는 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 발생하는 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.[5]

벡터오차수정모형(Vector error correction model: VECM)의 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 이탈 여부는 조정되어 동시점에 반영된다는 데에서 출발한다. 또한 벡터오차수정모형의 특징은 공적분된 변수들의 중요한 특성을 나타낼 수 있다는 데 있으며, 한 변수의 변화분이 지난 기의 균형오차와 두변수의 변화분의 시차값에 연결되는 형태로 이루어져 있다[5, 6].

단위근 검정과 공적분 검정을 통하여 시계열변수에 단위근이 존재하고 시계열변수 간에 공적분관계가 존재한다면 벡터자기회귀모형 대신 벡터오차수정모형을 적용해야 한다. 벡터오차수정모형은 특별한 경계이론을 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[6].

$$\Delta Y_t = \alpha\beta' Y_t + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + a_t \quad (1)$$

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

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t + e_t \quad (2)$$

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)과 같으며, 이는 다음과 같이 표현이 가능하다.

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^k \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Delta X_{t-i} + \nu \cdot e_{t-1} + e_t \quad (3)$$

위 식에서는 전기의 불균형만 설명변수로 들어갔으나, 그 전에 시차에서 생긴 불균형도 새로운 균형점으로서 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 분리할 때 일정한 기준이 없으므로 소 표본의 경우 변수선택문제가 공적분 검정결과에 미치는 영향을 클 수 있다. 장기적 관계를 나타내는 공적분 벡터의 추정치가 일치성을 지니나, 점진적으로는 유효성을 지니지 못한다[7].

3. 분석 결과

3.1 단위근 검정

자료 분석에 있어 가장 먼저 실시해야하는 것은 시계열 자료가 안정적이라는 가정을 충족하는가를 검정하는 것이다. 이에 각 수준변수에 대한 단위근 검정을 실시하였으며, 결과는 Table 2와 같다.

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.

Table 2. Unit Root Test Results

OBS	ADF	Threshold			D-W
		1%	5%	10%	
early-variety price	-5.021361	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.003877
early-variety output	-3.802642	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.266868
middle-variety price	-4.167027	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.013630
middle-variety output	-1.865401	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.271503
Late-variety price	-0.847046	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.332554
Late-variety output	-1.206352	-3.679322	-2.967767	-2.622989	1.989722
import	-0.842993	-3.670170	-2.963972	-2.621007	2.275747
garlic output	-1.260187	-3.679322	-2.967767	-2.622989	1.857496

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 진행하였으며 결과는 Table 3과 같다.

Table 3. Unit Root Test Results of Primary Difference Variables

OBS	ADF	Threshold			D-W
		1%	5%	10%	
Middle-variety output	-7.186358	-3.689194	-2.971853	-2.625121	2.232504
Late-variety price	-7.015201	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.047215
Late-variety output	-8.301136	-3.679322	-2.967767	-2.622989	2.126267
import	-10.72610	-3.724070	-2.986225	-2.632604	1.721324
garlic output	-4.857868	-3.689194	-2.971853	-2.625121	1.671872

분석 결과 모든 변수에서 유의수준 1%에서 단위근을 포함하고 있다는 귀무가설을 기각하여 분석자료의 시계열적 안정성을 가지고 있다는 것을 볼 수 있다.

3.2 적정시차 판별

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

Boswijk(1995)의 Monte Carlo 연구에 의하면 시차를 너무 짧게 설정하면 공적분이 없다는 귀무가설을 기각하는 경향이 있는 반면 너무 길면 검정력이 약화되는 문제점이 나타난다. 즉 적절한 시차의 선정이 공적분 검정의 신뢰도를 높일 수 있다고 하였다[8].

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.

Table 4. Results of time difference

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

Table 4는 작형별 양파가격간 적정시차 검색 결과이다. 작형별 양파가격간 적정시차 검정결과 SC정보기준이 lag3에서 가장 적절한 것으로 나타났으나, AIC정보기준과 HQ정보기준이 lag1에서 가장 적절한 것으로 나타나 적정시차는 1로 분석을 진행하였다.

3.3 공적분 검정

개별적으로 단위근을 포함한 여러 변수들 사이에서 안정적인 시계열을 형성하는 선형결합이 존재하여 장기적으로 안정적인 균형관계를 가지고 있는지 검정하기 위해 공적분 검정을 시행하였다. Table 5는 각 모형의 Johansen 공적분 검정 결과이다. 검정에 사용한 시차는 앞선 적정시차 판별로 인해 모든 모형에서 1로 설정하여 분석을 진행하였다.

Table 5. Johansen Cointegration test for Functions of Onion Price

Null hypothesis	Eigenvalue	Trace Statistic	5% significance	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

작형별 양파가격에 대한 공적분 검정결과 공적분이 2개 존재하는 것으로 판명되었다. 이는 모든 모형이 장기적인 균형관계를 고려해야 한다는 것을 의미 한다. 따라서, 분석 모형으로 벡터오차수정모형을 설정하였다.

3.4 Granger 인과관계 검정

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.

Table 6은 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.

Table 6. Granger causality test result

Null hypothesis	F-Statistic	Prob
Middle-variety \Rightarrow Early-variety	2.21541	0.1478
Early-variety \Rightarrow Middle-variety	8.09506 *	0.0082 *
Late-variety \Rightarrow Early-variety	1.55133	0.2233
Early-variety \Rightarrow Late-variety	19.7590 *	0.0001 *
Late-variety \Rightarrow Middle-variety	3.90134	0.0582
Middle-variety \Rightarrow Late-variety	11.6163 *	0.0020 *

Note: * indicates statistical significance at 95% level.

3.5 VECM 모형 추정

Table 7은 극조생종 양파가격, 조생종 양파가격, 중만생종 양파가격을 변수로한 VECM의 결과이다. 제시된 결과는 먼저 모든 독립변수의 t-1기까지의 VECM 분석하여 제시하였다.

Table 7. Analysis of VECM for Functions of Onion Price

OBS	Early-variety	Middle-variety	Late-variety
Cointegration vector	-1.813917 (0.24497) [-7.40453]***	-1.171418 (0.16712) [-7.00940]**	-0.279508 (0.11873) [-2.35422]***
Early-variety price (t-1)	0.093158 (0.25225) [0.36931]	0.338839 (0.17209) [1.96901]**	0.031165 (0.12225) [0.25492]
Middle-variety price(t-1)	0.884734 (0.40746) [2.17134]**	0.028410 (0.27797) [0.10221]	-0.059459 (0.19747) [-0.30110]
Late-variety price(t-1)	-1.796232 (0.46975) [-3.82379]***	-1.387640 (0.32046) [-4.33010]***	-0.818321 (0.22766) [-3.59442]***
Constant term	37.29301 (57.1497) [0.65255]	38.33234 (38.9875) [0.98320]	45.29004 (27.6975) [1.63516]*

Note: [] indicates t-statistic values and *, **, *** indicate statistical significance at 90%, 95%, 99% level, respectively

분석결과 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 영향을 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.

3.6 충격반응분석 및 분산분해 분석

Fig 1은 극조생종 양파가격의 오차항에 충격이 가해졌을 때, 충격반응결과이다. 극조생종 양파가격-조생종 양파가격간 충격반응 그래프를 보면 2개월에서 부(-)의 반응을 보이다가 등락을 반복하면서 10개월 이후 점차 수렴하는 것으로 나타났다. 극조생종 양파가격-중만생종 양파가격 충격반응 그래프도 조생종 양파가격 충격반응 그래프와 비슷한 모습으로 나타나, 조생종 양파가격 충격반응 그래프는 정(+)의 반응으로 수렴하는 것으로 나타났다.



Fig. 1. Impact Response Analysis Results

조생종 양파가격-중만생종 양파가격 충격반응 그래프는 2개월까지 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.

Table 8은 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.

Table 8. Analysis of Dispersion decomposition of Middle-variety

Lag	Early-variety price	Middle-variety price	Late-variety price
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

Table 9. Analysis of Dispersion decomposition of Late-variety

Lag	Early-variety price	Middle-variety price	Late-variety price
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

Table 9는 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.

4. 예측력 검증

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)등이 고려되었다.

Table 10. Review on the VECM Model of Functions of Onion Price

OBS	Early-variety		Middle-variety		Late-variety	
	Actual	forecast	Actual	forecast	Actual	forecast
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	

Table 10은 작형별 양파가격 VECM모형에 대한 예측력 검증결과이다. 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.

Fig 2는 각각 작형별 양파가격의 예측 값과 실제 값의 추세를 대해 시계열 그림을 그린 결과이다. 파란선은 실측치이며, 빨간선은 예측치이다. 작형별 양파가격은 시간이 지남에 따라 점차 증가하는 추세를 보이고 있으며, 예측치 또한 비슷한 모습으로 나타났다.

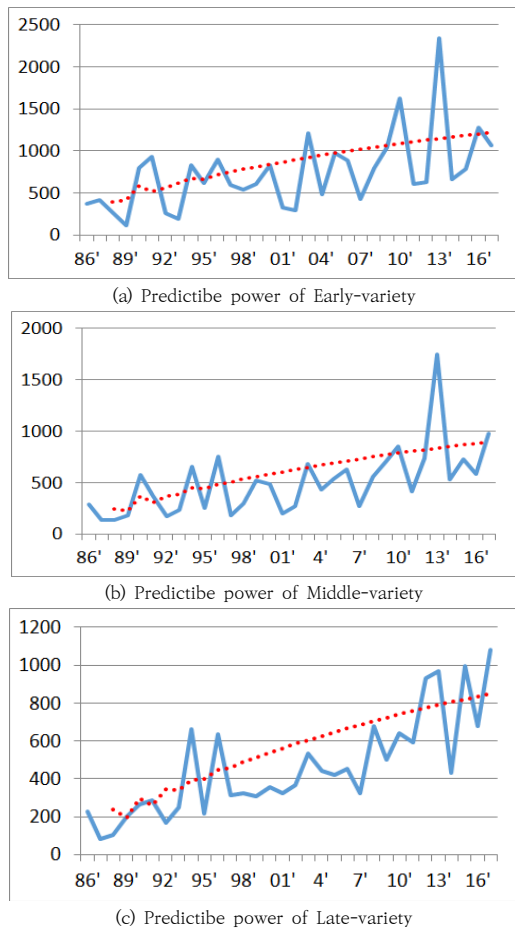


Fig. 2. Predictibe power of Onion-varieties

5. 결론

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

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 중만생종 주산지인 전남, 경남 지역 양파가격이 영향을 받는다는 것을 의미한다. 또한 어떠한 요인으로 인해 중만생종 생산량 및 마늘 생산량에 변동이 있을 경우 다음기의 극조생종 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.

References

- [1] S. C. Choi, "Onion yield estimation using Spatial Panel Regression Model", *The Korean Journal of Applied Statistics*, pp 873-885, 2016
DOI: <https://doi.org/10.5351/KJAS.2016.29.5.873>
- [2] T. H. Kang, "Nonlinear Dynamics of Vegetable Prices", *Korean Journal of Agricultural Economics*, Vol. 45 No.1, pp 83-101, 2004
- [3] Gary Koop, *Analysis of financial data*, p252, John Wiley & Sons Ltd, 2006, p240
- [4] N. H. Nam, "A study on Onion wholesale Price Forecasting Model", *Journal of Agricultural Extension & Community Development*, pp 423-434, 2015
DOI: <http://dx.doi.org/10.12653/iecd.2015.22.4.0423>
- [5] D. A. Dicky and W. F. Fuller, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical*, pp 427-431, 1979,
DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>

[6] Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254, 1988
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

[7] Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models" *Econometrica*, vol. 59, pp. 1551-1580, 1991
DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2938278>

[8] Boswijk, H.P., "Testing Identifiability of Cointegration Vectors", *Journal of Business and Economic Statistics* 14, pp 153-160, 1996
DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1392426>

양 진 석(Jin-Suk Yang)

[정회원]



- 2010년 3월 ~ 2017년 2월 : 제주대학교 산업응용경제학과 졸업
- 2017년 3월 ~ 2019년 2월 : 제주대학교 일반대학원 농업경제학과 졸업
- 2018년 5월 ~ 현재: 한국농촌경제연구원 농업관측센터 위촉연구원

<관심분야>

응용계량경제학, 농산물가격론, 농산물 수급예측

김 배 성(Bae-Sung Kim)

[종신회원]



- 1999년 6월 : 고려대학교 대학원 경제학박사
- 1999년 7월 ~ 2003년 1월 : 한국생명공학연구원, Post-Doc. 연구원, 선임기술원
- 2003년 2월 ~ 2012년 2월 : 한국농촌경제연구원 연구위원
- 2012년 3월 ~ 현재 제주대 산업응용경제학과 교수

<관심분야>

생산경제학, 응용계량경제학, 농산물 수급예측, 농업부문 에너지, GMO 안전성 정책

김 화 년(Hwa-Nyeon Kim)

[정회원]



- 2002년 2월 : 고려대학교 농경제학과 (경제학석사)
- 2007년 5월 : Texas A&M Univ. 농경제학과 (농경제학박사)
- 2006년 12월 ~ 2017년 8월 : 삼성경제연구소 수석연구원
- 2017년 9월 ~ 현재 : 제주대학교 산업응용경제학과 조교수

<관심분야>

자원환경경제, 국제원자재시장, 국제농업