

시계열 분석방법을 이용한 과채류 월별가격 예측

최병옥* 최익창**

Keywords

가격예측(price forecasting), 시계열 모델(time-series models)

ABSTRACT

The purpose of this paper is to conduct the short-term price forecasting for six varieties, three Fruit-Vegetable items and construct the adequate model for each item by comparing forecasted results with actual results. The analysis data is the monthly Garak-dong wholesale market price from January, 1995 to December, 2005. The period of price forecasting is from January, 2006 to June. Models for the analysis are considered as to be VAR, ARIMA, GARCH model. Considering the substitution of production, this study increases multi-variate analysis of time-series data and derive some findings by comparing multi-variate analysis with uni-variate analysis. The findings are given below.

1. ARIMA model has higher accuracy of price forecasting than VAR model except Young pumpkin which is only 6.2 percents of forecasting error in VAR model. To explain, in VAR model, ranged is forecasting error from 10~20 percents(Bacdadagi cucumber, Big tomato, Mini tomato) to more than 20percents(Jukini pumpkin). Unlike this, in ARIMA model, Bacdadagi cucumber and Young pumpkin are less than 10 percents and the others are 10~20 percents.
2. The result of price forecasting through ARMA-GARCH model for Young pumpkin which has ARCH effect is better than ARMA model.
3. In all models, the best accuracy of price forecasting is Young pumpkin and Bacdadagi cucumber, Big tomato, Mini tomato are normal. However, Chichung cucumber and Jukini pumpkin are only good in ARIMA, VAR model in the order.

* 한국농촌경제연구원 전문연구원

** 한국농촌경제연구원 초청연구원

Conclusively, suggested is that this paper establishes appropriate time-series models for each model by using analysis techniques of time-series. Therefore, this paper can be used as useful data to forecast Fruit-vegetable price for the related agricultural people.

차례

- | | |
|---------|------------------|
| 1. 서론 | 3. 기초통계 및 모형의 추정 |
| 2. 분석방법 | 4. 요약 및 결론 |

1. 서론

과채류는 최근 품종의 개량과 소비자에게 건강식품으로서의 인식이 확산되어 지속적으로 소비가 확대되고 있는 품목이다. 쌀이나 노지채소를 재배하는 농가에서도 일정한 기술과 노동력을 보유하게 되면 연중지속적인 생산이 가능하여 자본의 회전이 빠른 시설재배로 전환하고 있는 추세에 있다¹.

그러나 노지재배보다 시설재배가 더 많은 비율을 차지하고 있는 과채류는 오이, 호박, 풋고추, 토마토, 참외 등이 주류를 이루기 때문에 생산자가 재배할 수 있는 품목선택이 그다지 폭넓지 못하다. 생산자가 재배할 수 있는 품목의 선택이 폭넓지 못하다는 것은 품목 간 생산 대체관계가 폭넓지 못하므로 공급부문의 불균형으로부터 발생하는 가격변동의 폭이 크다는 것을 의미한다. 또한 과채류는 계절에 따라 작형이 구분되고 주산지가 이동하는 특성을 보유하고 있어 과채류 관측을 담당하는 품목담당자들에게 공급량과 가격예측에 관한 어려움을 가중시키고 있다².

농산물 가격예측은 주로 채소류, 과일류를 중심으로 수급전망을 통한 연도별 가격예측과 시계열분석을 통한 월별, 연도별 가격예측 방법이 이용되어져 왔다. 수급모형을 이용한 가격예측은 김명환(2000), 김경덕(2002), 김배성(2003), 최세균(2004), 권오복(2005) 등을 중심으로 WTO/DDA, FTA 농업부문 협상에 따른 시장개방 시나리오를 설

¹ 과채류(토마토, 수박, 참외, 오이, 호박)에 대한 시설재배면적은 1990년에 17,181ha에서 2000년 44,908ha로 약2.6배 증가하였다.

² 한국농촌경제 연구원 농업관측정보센터 과채팀에서는 과채류의 가격과 물량을 매월 관측월보를 통하여 발표하여 생산자들의 적정생산을 유도하여 과채류 가격안정화에 기여하고 있다.

정하여 중장기 가격전망 및 정책분석에 활용되어져 왔다. 그러나 이들의 연구는 연도별 중장기 가격전망과 정책분석에 초점을 두고 있기 때문에 단기적인 가격예측에서는 활용되기 어렵다.

시계열 분석기법을 통한 가격예측은 해당품목의 데이터가 가지고 있는 가격변동의 특성으로부터 단기적 가격예측을 하는데 유용하게 활용되고 있다. 윤병삼·양승룡(2004), 안병일(2002), 강태훈(2004), 김배성(2005) 등은 시계열 분석기법을 이용하여 가격예측 및 가격 변동의 특성을 파악하는데 중점을 두고 있다.

윤병삼·양승룡(2004)은 양념채소인 고추, 마늘, 양파(1991년 12월 31일~2003년 12월 31일까지의 일일 경락가격)를 분석대상으로 하여 요일효과, 월별효과 및 월중효과를 검정하였다. 분석결과 요일효과는 양파, 월별효과는 마늘, 월중효과는 특정기간에서 마늘(1996~1999년), 양파(2000~2003년)에서만 나타남을 보였다. 즉, 계절효과가 해당 품목의 계절적 특성에 기인할 수도 있지만 양념채소시장의 정보 비효율성에 기인할 수도 있음을 지적하였다.

안병일 외(2002)는 고추, 마늘, 양파가격의 시계열분석을 통하여 시장개방 이후 가격 변동 추세를 검정하였다. 분석결과, 수입개방 이후 양념채소 가격의 변동 원인이 수입과 국내생산 요인 모두 작용하지만 수입에 의한 영향보다는 국내생산량의 변동이 가격 변동에 대한 직접적인 원인이 되는 것을 보였다.

강태훈(2004)은 채소수급안정사업 대상품목(배추, 무, 고추, 마늘, 양파, 당근, 대파)을 대상으로 농산물 가격 시계열이 공통적으로 가지는 변동성의 비선형동학적 특성(nonlinear dynamics)을 분석하여 무, 배추, 마늘, 양파, 대파는 시장충격이 상당기간 존속하여 가격이 불안정하고 고추는 가격이 안정적임을 보였다.

김배성(2005)은 선행연구에서 변동성이 높다고 평가한 마늘, 양파, 배추, 무를 대상으로 가락시장 도매가격 자료(1987년 1월~2004년 12월까지의 월별자료)를 이용하여 ARIMA모형, GARCH모형, 인공신경망모형(artificial neural networks models)을 통하여 예측력을 비교하였다. 분석결과, ARIMA나 GARCH모형이 인공신경망 모형보다 예측력이 우수하다는 것을 밝혔다.

선행연구에서 살펴본 것처럼 단기적 가격예측 및 가격 변동의 특성을 파악한 연구는 WTO/DDA, FTA등에서 농업협상대상 품목으로 다루어지고 있는 채소류에 국한되어 있고 농산물 수입이 미미하거나 존재하지 않는 과채류에 관한 연구는 미흡한 실정이다. 또한 최근 한·미 FTA를 시작으로 세계 여러 나라의 FTA가 논의되고 있어 채소류와 과일류를 중심으로 국내 재배농가의 피해가 예상되기 때문에 국내 농업 생산자들은 협상대상 품목이 아닌 과채류로 전환할 가능성도 배제할 수 없다.

그러나 과채류는 수입이 존재하지 않고 쌀이나 일부 채소류처럼 정부의 가격안정화 사업의 대상에도 포함되지 않으므로 국내생산 변동에 의해 발생하는 수급불균형이 어떤 품목보다 크다. 또한 수급불균형으로부터 발생하는 가격변동은 상승과 하락의 제한 폭이 없기 때문에 해당품목을 둘러싼 경제주체에게 막대한 사회적 비용을 요구하게 될 것이다. 그러므로 농산물의 대내외적인 환경이 급변할수록 국내생산 의존도가 높은 과채류의 단기 및 중장기 가격예측을 통하여 가격 움직임을 예의주시할 필요가 있다.

본 연구는 과채류 3개 품목 6개 품종을 대상으로 VAR모형, ARIMA, GARCH모형을 이용하여 단기적 가격예측을 행한다. 또한 추정된 예측치와 실측치를 비교하여 각 품목과 품종에 적합한 가격예측 모형을 찾는 것에 연구의 목적이 있다.

분석대상 품목은 오이(백다다기, 취청) 호박(애호박, 주키니), 토마토(일반토마토, 방울토마토)의 3개 품목 6개 품종이다. 시계열 분석방법을 이용하여 예측치와 실제치의 비교기간은 2007년 1월에서 2007년 6월까지 6개월이다.

본 연구의 구성은 2장에서 분석 방법을 검토하고 3장에서 기초통계 분석을 통한 가격시계열의 특성을 파악하고 각 모형별로 예측된 가격을 비교 평가한다. 4장에서는 결론의 순으로 작성하였다.

2. 분석방법

2.1. VAR 모형

다변량 시계열 분석에서는 내생변수들 간의 동태적 반응을 분석할 수 있다는 점에서 벡터자기회귀(Vector Autoregression: VAR)와 오차수정모형(Vector error correction model: VECM)이 폭넓게 사용되고 있으며 시계열 간에 공적분 관계의 성립 유무에 따라 후자 또는 전자의 모형이 선택되어진다.

VAR 모형의 추정에 앞서 시계열의 안정성부터 검정하여야 한다. 시계열의 안정성을 검정하는 방법은 여러 가지가 있으나 보편적으로 사용하고 있는 Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)를 이용한다.

$$(1) \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$(2) \Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$(3) \Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t$$

ADF 검정은 자기상관의 영향을 소거하기 위하여 (1)식부터 (3)식과 같이 차분추가항(Augmented Term)을 도입하여 검정하는 것이다. 다음 단계로 적정 시차(Lag) p 를 결정한다. 임의의 $m=0, \dots, p_{\max}$ 에 대한 VAR(m)을 추정해서 p 를 결정하는 방법으로는 충분히 큰 시차로부터 1기씩 감소시켜 가면서, AIC(Akaike Information Criterion)와 SC(Schwarz criterion)을 적용하여 결정할 수 있다. 그러나 Lutkepohl and Breitung (1997)이 지적한 것처럼 AIC는 점근적(asymptotic)으로 시차를 과대 추정하는 경향이 있는 반면, SC는 최소한의 시차를 규정하여 가장 최소의 파라미터를 추정하도록 해주기 때문에 본 연구에서는 SC의 기준에 의하여 단위근 검정을 행하였다. 또한 선택되어진 각 차수에 대하여 파라미터의 유의성을 검토하여 최종 차수를 판단하였다.

VAR 모형은 n 개의 선형회귀방정식으로 구성되고 각 방정식은 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 취급하고 과거 관측치를 설명변수로 설정한다.

$$(4) X_t = A(p)X_t + \epsilon_t = \sum_{k=1}^{\infty} A_k X_{t-k} + \epsilon_t = \sum_{k=1}^p A_k X_{t-k} + \epsilon_t$$

윗 식에서 X_t 는 $n \times 1$, $A(p)$ 는 시차, p 는 시차를 제한했을 경우를 나타낸다.

2.2. 계절항을 고려한 ARIMA 모형

단일변수로 구성된 시계열 분석 모형 중 대표적인 것은 Box-Jenkins 모형으로 알려진 ARIMA모형이다.

불안정한 Y_t 를 d 번 차분하여 얻은 시계열이 안정적인 경우 Y_t 를 d 차의 동차적 불안정과정(homogeneous nonstochastic process of order d)이라고 한다. d 번 차분하여 얻은 안정적 과정을 ARIMA(p, d, q)라고 표현하며 후방전위연산자(backward shift operator) (B) 를 이용하여 표현하면 다음과 같다.

$$(6) \phi(B)\Delta^d Y_t = \delta + \theta(B)\epsilon_t$$

단, $BY_i = Y_{i-1}, B^2 Y_i = Y_{i-2}$
 $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$
 $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$

d : 차분된 횟수,

$\phi(B), \theta(B)$: AR연산자(operator)와 MA(operator)연산자

Box and Jenkins(1976)는 분기별, 월별 시계열 모형에 계절적 진폭이 존재한다면 ARIMA모형에 SAR(seasonal autoregressive)항과 SMA(seasonal moving average)항을 포함하여 추정하는 것을 권장하고 있다. SAR항과 SMA항은 AR항과 MA항에 계절항을 포함하는 것으로 적절한 시차를 찾아 아래 식과 같이 곱의 형태에 따라서 모형을 특정화하는 것이다. (6)식의 AR항에 레그 기호 $L, L^n \phi_t = \phi_{t-n}$ 를 사용하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_n L^n)u_t = e_t$$

위식에서 AR항에 계절항을 갖는 방정식의 형태를 특정화 시킨다면 다음과 같다.

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_n L^n)(1 - \rho L^n)u_t = e_t$$

오차항은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$u_t = \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-2} + \dots + \rho u_{t-n} - \rho \phi_1 u_{t-n-1} - \dots - \rho \phi_n u_{t-n-n} + e_t$$

ρ : SAR항의 파라미터 값.

SAR과 비슷한 형태로 SMA(seasonal moving average)는 계절적 이동 평균항에 레그를 지정하여 모형을 특정화 하는 것이다. 레그 다항식은 MA항과 SMA항에 의해서 정의되며 (6)식의 MA항에 AR항과 마찬가지로 레그 기호를 사용하여 정리하면 다음과 같다.

$$\theta_t = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2)(1 + \omega L^4)e_t$$

이 식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\theta_t = e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \omega e_{t-4} + \omega \theta_1 e_{t-5} + \omega \theta_2 e_{t-6}$$

ω : SMA항의 파라미터 값.

계절성을 고려한 ARIMA(p,d,q)모형에서 시차구조 결정을 위한 식별(identification) 방법은 각 시계열 자료의 자기상관함수(autocorrelation: ACF)와 편자기상관함수(partial

autocorrelation: PACF)를 계열상관도(correlogram)에서 검토하여 AR과 SAR MA와 SMA의 차수를 선정하였다. 또한 계절항을 포함한 ARIMA모형을 추정하여 AIC (Akaike Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)가 작은 값을 선정하여 최종차수로 식별하였다.

2.3. ARCH-GARCH

ARIMA모형의 추정식 잔차에 조건부 이분산(ARCH: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)이 존재한다면, GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)모형을 이용하여 보다 효율적인 예측이 가능하다. ARIMA(p, d, q)는 시간의 흐름에 따라 분산이 일정함을 가정하지만, 시간의 흐름에 따라서 분산과 오차는 변하는 것이 일반적이다. ARCH모형은 오차항의 조건부분산이 과거의 오차에 크게 의존하는 가능성을 고려한 것이다.

$$(8) \delta_t^2 = a_0 + b_1u_{t-1}^2 + b_2u_{t-2}^2 + \dots + b_pu_{t-p}^2 \quad b_i \geq 0$$

$b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$ 이면 분산균일.

위 식은 ARCH(p)과정이며, 분산은 전기의 오차에 다음과 같이 의존한다.

$$(9) u_t = e_t \sqrt{a_0 + b_1u_{t-1}^2 + b_2u_{t-2}^2 + \dots + b_pu_{t-p}^2}$$

e_t 는 u_t 와 독립적.

위 식을 통하여 ARCH(1)을 유도하면 $u_t = e_t \sqrt{a_0 + b_1u_{t-1}^2 + b_pu_{t-p}^2}$ 이고 u_t 의 평균은 0이므로 ARCH검정은 다음과 같다.

$y_t = a + bx_t + u_t$ 에 대한 잔차 \hat{u}_t 는 $\hat{u}_t = a_0 + b_1\hat{u}_{t-1}^2 + b_2\hat{u}_{t-2}^2 + \dots + b_p\hat{u}_{t-p}^2 + w_t$ 을 OLS로 추정하고 위 식의 결정계수를 R^2 , 표본수를 n 이라고 하면 귀무가설 $H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$ (ARCH 효과 없음)은 LM검정통계량 nR^2 가 자유도 p 의 X^2 분포를 따르게 된다. 만일, ARCH효과가 존재한다면 다음과 같은 GARCH(p, q)모형을 통하여 보다 효율적인 추정이 가능하다.

$$(10) \delta_t^2 = a_0 + b_1 u_{t-1}^2 + b_2 u_{t-2}^2 + \dots + b_p u_{t-p}^2 + c_1 \delta_{t-1}^2 + c_2 \delta_{t-2}^2 + \dots + c_q \delta_{t-q}^2$$

$q=0$ 즉, $c_1=c_2=\dots=c_q=0$ 이면 ARCH(p)모형이 됨.

GARCH(p, q)모형에서 조건부분산(δ_t^2)은 p 개의 조건부분산(δ_{t-s}^2)에 의존한다. 예를 들어 GARCH(1,1) 이라면 위 식은 $\delta_t^2 = a_0 + b_1 u_{t-1}^2 + c_1 \delta_{t-1}^2$ 이 된다. 위 식을 다시 쓰면 $\delta_t^2 = \frac{a_0}{1-c_1} + b_1(u_{t-1}^2 + c_1 u_{t-2}^2 + \dots + c_1^{k-1} u_{t-k}^2 + \dots)$ 를 얻을 수 있다. 즉 GARCH(1,1)모형은 ARCH(∞)라는 표현이 가능하다. 이러한 ARCH와 GARCH 모형은 MLE로 추정할 수 있다.

한편, GARCH모형 이외에도 시계열의 비대칭적인 변동성을 보다 효율적으로 반영하기 위하여 Zakoian(1994)과 Glosten, Jaganathan과 Runkle(1993)는 Threshold GARCH (TARCH)모형을 소개하였다. Threshold GARCH모형은 특정시계열이 비대칭적인 변동성을 갖는다면 GARCH모형 보다 효율적 추정치를 제공할 것이다.

Threshold GARCH모형은 GARCH모형의 특별한 형태로 첫 항에 0의 제약을 부과시켜 조건부 분산의 차별적 효과를 좋은 소식(good news)과 나쁜 소식(bad news)으로 확인하는 것이다.

$$\delta_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \delta_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^{\gamma} \gamma_k \epsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^-$$

여기서 $\epsilon_{t-i} < 0$ 이면, $I_{t-k}^- = 1$ 이고, 그렇지 않으면 0이다. 이 모형에서 좋은 소식($\epsilon_{t-i} > 0$)과 나쁜 소식($\epsilon_{t-i} < 0$)은 조건부 분산에 차별적인 효과를 갖는다. 좋은 소식은 α_i 에 영향을 주고, 반면 나쁜 소식은 $\alpha_i + \gamma_i$ 에 영향을 끼친다. 만일 $\gamma_i > 0$ 이면, i 항에 대한 지렛대 효과(leverage effect)가 존재하고, $\gamma_i \neq 0$ 이면, 새로운 소식의 영향은 비대칭적으로 존재한다.

시계열의 변동성을 보다 효율적으로 반영하기 위한 모형은 TARCH모형 이외에도 Nelson(1991)이 제안한 Exponential GARCH(Egarch)모형이 있다. EGARCH 모형에 대한 조건부 분산은 다음과 같다.

$$\log(\delta_t^2) = w + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\delta_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^{\gamma} \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\delta_{t-k}}$$

이 식에서 좌변은 조건부 분산에 로그를 취한 형태이고 지렛대 효과가 지수적인 형태임을 의미하며 조건부 분산의 예측형태가 비음인 것을 보장한다. 지렛대 효과의 검정은 $\gamma_i < 0$ 에 의하여 확인할 수 있으며 만일 $\gamma_i \neq 0$ 이라면 비대칭적임을 의미한다.

3. 기초통계 및 모형의 추정

표 1. 품목별 기초 통계량

	오이		토마토		호박	
	백다다기 (원/100개당)	취청 (원/20kg)	일반토마토 (원/10kg)	방울토마토 (원/5kg)	애호박 (원/20개당)	쥬키니 (원/10kg)
평균값	26,404	27,874	14,014	11,086	14,887	8,725
최대치	46,200	47,183	31,852	26,667	36,183	33,500
최소치	11,673	11,120	5,022	3,750	3,744	2,692
표준편차	7,812	8,263	5,869	4,206	6,569	4,647
왜도	0.30	0.15	0.87	0.88	0.47	1.88
첨도	2.21	2.26	3.25	4.18	2.61	8.57
변이계수(%)	3.4	3.4	2.4	2.6	2.3	1.9
진폭계수(%)	295.8	324.3	534.2	611.1	866.4	1144.4
표본수	132	132	132	132	132	132

주 1) 변이계수 = 표준편차/평균
 2) 진폭계수 = (최대치/최소치)/최저치×100

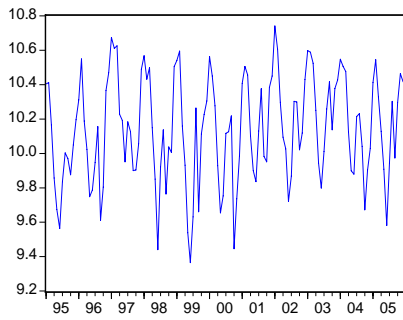
3.1. 기초통계

각 품목의 분석기간은 1995년 1월부터 2005년 12월까지의 월별 가락동 도매시장 가격이며 예측기간은 2006년 1월부터 2006년 6월까지이다. 품목마다 kg이 상이한 이유는 가락동 도매시장에서 거래되는 1박스 당 가격을 이용했기 때문이다.

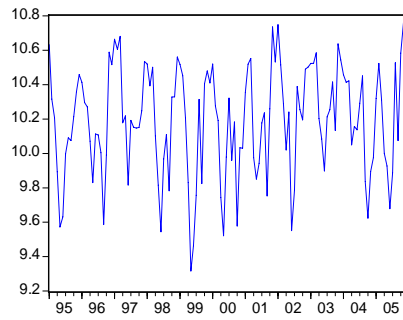
<표 1>에서 모든 품목의 왜도는 0보다 큰 양수로 나타났기 때문에 정상분포 곡선이 우측으로 기울어져 있는 것을 알 수 있다. 첨도 값이 3보다 크게 나타난 쥬키니, 방울토마토, 일반토마토는 뾰족한 분포를 하고 있으며, 첨도 값이 3보다 백다다기, 취청, 애호박은 평평한 분포를 나타내고 있다. 변이계수는 백다다기와 취청이 크고, 진폭계수는 쥬키니와 애호박이 큰 것으로 나타났다.

<그림 1>에서는 원시계열에 로그를 취한 후 과채류의 가격변동 추세를 나타냈다. 분석대상 품목은 가격변동 패턴이 뚜렷한 계절성을 보이고 있어 가격 예측시 이를 반영하면 효율적인 추정이 가능하다는 것을 알 수 있다.

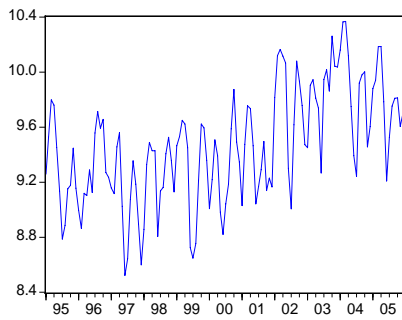
그림 1. 과채류 품목별 월평균 가격 추이



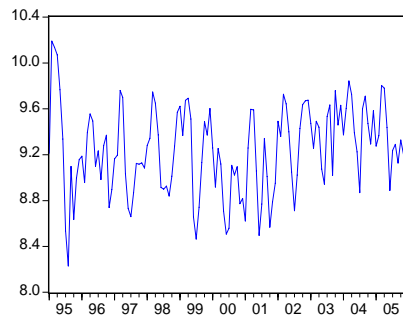
백다다기오이



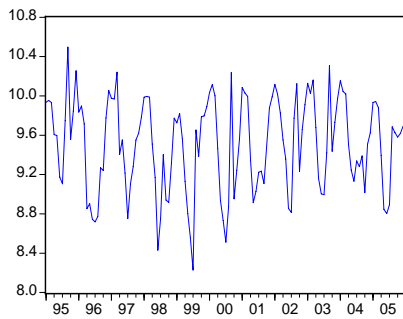
취청오이



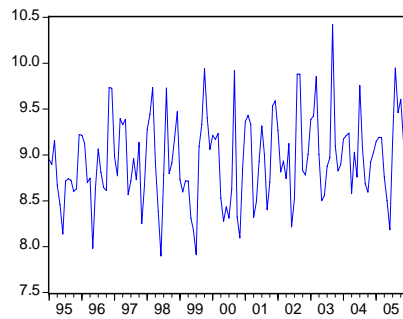
일반토마토



방울토마토



에호박



쥬키니호박

3.2. 단위근 검정

단위근 검정은 DF(Dickey-Fuller)검정을 보완한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)단위근 검정을 이용하였다. 원시계열에 로그를 취한 후 ADF 단위근 검정을 행하였고 차수의 선택은 SC(Schwarz criterion)값을 기준으로 결정하였다.

ADF 단위근 검정 결과, 모든 품목과 품종에서 절편을 포함하고 추세를 제외 했을 때가 원시계열이 안정적으로 나타났다. 그러나 일반 토마토는 절편을 포함하고 추세를 포함한 경우가 원시계열이 안정계열인 것으로 나타났다. 그러므로 분석대상의 품목과 품종의 가격 시계열은 시간의 흐름에 따라 결정적(deterministic)추세를 나타내기 때문에 안정적이고 선형적임을 알 수 있다.

표 2. 품목별 ADF 단위근 검정

품 목	품 종	절편	추세	ADF	1%유의수준
오이	백다다기	포함	제외	-6.90***	-3.48
	취청	포함	제외	-6.04***	-3.48
토마토	일반토마토	포함	포함	-7.84***	-4.03
	방울토마토	포함	제외	-6.72***	-3.48
호박	에호박	포함	제외	-7.02***	-3.48
	쥬키니	포함	제외	-8.55***	-3.48

주 1) 시차는 SC(Schwarz criterion)을 적용하여 결정.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

3.3. VAR 추정과 가격예측

변수 간에 단위근이 존재한다면 불안정한 변수들의 선형결합이 안정적인가를 확인 하는 공적분 검정(Cointegration test)을 실시하여야 한다. 시계열 분석에서는 불안정한 변수들 간에 공적분 관계가 성립한다면 VAR모형 보다 VECM(Vector Error Correction Model)모형을 사용하도록 권고하고 있다.³

³ VECM 모형은 공적분 관계가 존재할 때 사용되는 VAR의 제한된 형태이고 VAR 모형에서 각 변수들이 차분변수로 모형이 설정될 경우 원시계열이 지니고 있는 정보가 상실될 수 있다는 단점을 보완 할 수 있다.

<표 3>은 월별더미를 포함하여 시차 1기로 추정된 VAR모형의 추정결과이다⁴. 추정 결과, 백다다기는 전기의 자체가격과 취청, 애호박의 영향을 받고 있었고 취청은 전기의 자체가격에 의해서만 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다. 한편 일반토마토는 전기의 자체가격과 주키니의 영향을 받고 있었으며, 방울토마토는 전기의 자체가격과 백다다기, 취청, 주키니의 영향을 받고 있었다. 애호박은 전기의 자체가격과 백다다기, 취청의 영향을 받으며 주키니는 전기의 자체가격과 취청, 방울토마토의 영향을 받고 있었다.

VAR모형을 통하여 과채류 간의 가격인과 관계를 확인해 본 결과 취청을 제외하고 과채류 상호간에 영향을 주고 있는 것이 확인되었다. 그러므로 이를 고려하여 가격예측을 행할 경우에 효율적인 추정이 가능하다고 판단된다.

표 3. 품목별 VAR 모형 추정결과

	백다다기	취청	일반토마토	방울토마토	애호박	주키니
백다다기(-1)	0.18*	-0.05	0.08	-0.41*	-0.45*	-0.43
Std. Error	0.17	0.21	0.22	0.26	0.28	0.43
t-Statistic	1.06	-0.25	0.36	-1.59	-1.62	-0.10
취청(-1)	0.28***	0.49***	0.06	0.55***	0.26*	0.37*
Std. Error	0.13	0.17	0.17	0.21	0.22	0.34
t-Statistic	2.12	2.87	0.37	2.71	1.19	1.07
일반토마토(-1)	0.04	0.02	0.82***	0.08	0.07	0.07
Std. Error	0.05	0.06	0.07	0.08	0.08	0.13
t-Statistic	0.73	0.25	12.40	0.98	0.89	0.53
방울토마토(-1)	-0.03	-0.07	-0.04	0.51***	-0.04	9.51***
Std. Error	0.06	0.08	0.08	0.09	0.10	0.15
t-Statistic	-0.47	-0.90	-0.48	5.60	-0.40	6.20
애호박(-1)	-0.07*	-0.02	-0.02	-0.10	0.47***	-0.10
Std. Error	0.07	0.09	0.09	0.11	0.11	0.18
t-Statistic	-1.01	-0.26	-0.23	-0.92	4.14	-0.59
주키니(-1)	0.04	0.00	0.10*	0.13*	-0.07	0.32***
Std. Error	0.05	0.06	0.06	0.08	0.08	0.13
t-Statistic	0.78	0.01	1.51	1.68	-0.89	2.51
R-squared	0.77	0.64	0.78	0.64	0.73	0.35
Adj. R-squared	0.74	0.59	0.75	0.59	0.69	0.26

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

⁴ 분석대상 품목과 품종에서 단위근이 존재하지 않았기 때문에 원시계열을 이용하여 VAR모형을 분석하였다. 단위근이 존재하지 않더라도 시계열의 안정성 확보를 위하여 1차 차분이 사용되기도 하지만, 차분을 행할 경우에는 원시계열이 가지고 있는 정보를 잃게 되는 단점이 있으므로 계절더미를 포함한 원시계열을 이용하여 VAR모형을 분석하였다(Doan, 1995).

표 4. VAR 모형을 통한 품목·품종별 가격 예측

단위: 원/1박스당, %

구분	오이				토마토				호박			
	백다다기		취청		일반토마토		방울토마토		애호박		주키니	
	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치
2006년1월	41,396	47,385	38,835	47,958	17,084	18,865	15,387	12,396	19,947	24,156	11,771	13,583
2006년2월	39,275	42,479	34,256	42,813	20,088	25,167	14,584	13,240	19,996	19,323	9,662	8,271
2006년3월	32,424	39,370	31,986	39,028	22,903	25,083	18,420	16,778	19,702	19,074	10,513	9,259
2006년4월	24,006	31,500	21,922	30,090	20,620	22,010	16,677	17,229	11,854	13,190	6,482	6,600
2006년5월	19,070	21,602	19,125	22,741	15,899	18,157	11,515	12,935	9,203	9,278	5,441	5,806
2006년6월	16,369	15,279	17,874	13,298	9,685	12,010	7,582	11,038	7,196	7,346	4,544	5,567
RMSPE	14.6		23.3		13.8		17.8		8.5		13.1	
MAPE	13.4		22.4		12.7		14.9		6.2		11.7	
Theil's U	0.001		0.001		0.001		0.002		0.001		0.002	
TPFE	0.500		0.667		0.333		0.333		0.167		0.333	

VAR모형을 통하여 표본 외(out of sample) 기간(2006년 1월~2006년 6월)의 가격을 예측한 결과가 <표 4>에 나타나 있다. 추정된 모형의 예측력은 RMSPE(root mean square percent error), MAPE(mean absolute percent error), 테일의 불균등계수(Theil's inequality coefficient), 전환점예측오차(turning point forecasting error: TPFE)를 이용하여 평가하였다. RMSPE와 MAPE는 실제치와 예측치간의 오차범위(%)를 나타낸다. VAR모형의 예측력을 평가한 결과 애호박이 RMSPE, MAPE 모두에서 오차범위 10% 이내의 예측력을 보였다. 다음으로 주키니 11.7%, 13.1% 일반토마토 12.7%, 13.8% 백다다기 13.4%, 14.6% 방울토마토 14.9%, 17.8% 순으로 나타났고, 전기의 자체가격으로 만 설명되는 취청이 22.4%, 23.3%로 예측력이 가장 낮았다.

3.4. ARMA, ARMA-GARCH 추정결과와 가격예측

단일변량의 ARIMA모형구축은 Box-Jenkins가 제안한 식별(identification), 추정(estimation), 진단(diagnostics), 예측(forecasting)의 네 가지 단계를 이용하였다. 그러나 분석대상 모든 품목과 품종에서 단위근이 존재하지 않았으므로 ARIMA모형을 이용하지 않고 원시계열을 이용한 ARMA(p,q)식을 추정하였다. AR과 MA에 관한 차수의 선정은 자기상관(autocorrelation)과 편자기상관(partial autocorrelation)을 고려하여 선정하였다. 일반적으로 자기상관과 편자기상관은 잔차검정을 통하여 계열상관도를 작성하

고 Q-통계량을 검정하여 백색잡음(White noise)의 유무를 판단 할 수 있다. 계절성의 고려는 ARMA 모형내에서 AR항과 MA항에 영향을 주는 승법방식(multiplicative)을 채택하였다.⁵

<표 5>에는 ARMA 모형의 추정결과가 나타나 있다. 추정결과 각 추정계수에 대한 통계치는 전반적으로 유의하였다. 모형의 설명력을 나타내는 R^2 는 일반토마토, 주키니, 방울토마토, 백다다기, 취청, 애호박 순으로 나타났으며 조정된 R^2 역시 R^2 와 0.02~0.03 정도의 차이를 보여 높게 수정된 것을 알 수 있다. 또한 잔차검정을 통하여 계열 상관도를 작성하고 Q-통계량을 24기까지 검정한 결과 자기상관함수와 편자기상관함수의 스파이크가 유의하지 않게 나타났으므로 선택된 모형이 백색잡음 인 것을 알 수 있다. AR모형의 안정성과 MA모형의 가역성을 만족시키기 위해서 근의 절대값이 1보다 작아야 한다는 조건은 추정결과 모두 만족하였다.

ARMA모형을 통하여 표본 외(out of sample) 기간(2006년 1월~2006년 6월)을 예측한 결과가 <표 6>에 나타나있다. 모형의 예측력은 RMSPE(root mean square percent error), MAPE(mean absolute percent error), 테일의 불균등계수(Theil's inequality coefficient), 전환점예측오차(turning point forecasting error: TPFE)를 이용하여 평가하였다. ARMA모형의 예측력 평가결과 백다다기, 애호박이 MAPE기준으로 각각 7.9%, 8.6%로 10%이내의 예측력을 보였다. 일반토마토, 방울토마토, 취청, 주키니의 오차범위는 각각 12.3%, 14.1%, 16.9%, 19.9%로 나타났다.

VAR모형과 ARMA모형을 통하여 가격예측을 비교한 결과 ARMA 모형에서는 취청과 백다다기의 예측오차가 크게 개선되었고 일반토마토와 방울토마토가 약간 개선되었음을 알 수 있다. VAR모형은 애호박과 주키니에서 ARMA 모형보다 뛰어난 예측력을 보였다.

5 가법모형은 계절성의 변동 폭이 시계열 변동과 관계없이 일정하게 나타날 때 주로 사용되며, 승법모형은 시계열 변동이 계절성의 변동 폭과 상이할 때 사용된다. 실제로 많은 경제지표 관련 시계열이 시간의 흐름에 따라 일정한 추세를 가지고 증가하거나, 변동 폭도 증가하는 경향이 있다. 이와 같은 이유로 승법모형이 주로 사용되거나 로그변환 후 가법모형을 사용하게 된다.

표 5. 과채류 ARMA 모형 추정결과

	변수	coefficient	t-Statistic	Prob.	
백다다기	c	0.02	4.07	0.00	R ² =0.67 Ad.R ² =0.65 Q ¹² =0.74 Q ²⁴ =0.91
	ar(1)	0.34	3.64	0.00	
	ar(12)	-0.34	-3.51	0.03	
	sar(24)	-0.28	-2.86	0.07	
	ma(12)	-0.90	-31.07	0.05	
취청	c	0.00	0.25	0.79	R ² =0.52 Ad.R ² =0.49 Q ¹² =0.12 Q ²⁴ =0.30
	ar(1)	-0.36	-1.82	0.07	
	ar(2)	0.48	4.14	0.00	
	sar(12)	-0.69	-7.20	0.00	
	sar(24)	-0.53	-5.43	0.00	
	ma(1)	0.85	4.43	0.00	
일반토마토	c	0.09	4.23	0.00	R ² =0.76 Ad.R ² =0.73 Q ¹² =0.74 Q ²⁴ =0.73
	ar(1)	2.15	21.80	0.00	
	ar(2)	-1.87	-12.29	0.00	
	ar(3)	0.62	7.40	0.00	
	sar(12)	-0.91	-9.48	0.00	
	sar(24)	-0.33	-3.04	0.00	
	ma(1)	-1.59	-26.42	0.00	
	ma(2)	0.89	16.32	0.00	
방울토마토	c	0.04	2.79	0.00	R ² =0.68 Ad.R ² =0.67 Q ¹² =0.11 Q ²⁴ =0.26
	ar(1)	0.62	7.22	0.00	
	sar(12)	-0.33	-3.21	0.00	
	sar(24)	-0.22	-2.27	0.02	
	ma(12)	-0.90	-38.67	0.00	
에호박	c	0.01	0.45	0.65	R ² =0.46 Ad.R ² =0.43 Q ¹² =0.15 Q ²⁴ =0.37
	ar(1)	1.03	6.81	0.00	
	ar(2)	-0.08	-0.73	0.46	
	sar(12)	-0.77	-0.80	0.00	
	sar(24)	-0.43	-4.76	0.00	
	ma(1)	-0.84	-8.01	0.00	
쥬키니	c	0.03	3.36	0.00	R ² =0.69 Ad.R ² =0.66 Q ¹² =0.12 Q ²⁴ =0.72
	ar(1)	0.51	4.58	0.00	
	ar(2)	-0.82	-6.70	0.00	
	sar(12)	-0.22	-2.16	0.03	
	sar(24)	-0.31	-3.16	0.00	
	ma(1)	-0.36	-2.17	0.03	
	ma(2)	0.65	4.23	0.00	
	sma(12)	-0.91	-31.73	0.00	

주 : Q^{12,24} 는 P-Value

표 6. ARMA 모형을 통한 품목별 가격 예측

단위: 원/1박스당, %

구 분	오이				토마토				호박			
	백다다기		취청		일반토마토		방울토마토		애호박		주키니	
	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치	예측치	실측치
2006년1월	45,101	47,385	37,902	47,958	17,088	18,865	15,600	12,396	23,024	24,156	12,890	13,583
2006년2월	44,261	42,479	39,921	42,813	23,428	25,167	14,446	13,240	21,616	19,323	10,849	8,271
2006년3월	37,073	39,370	36,290	39,028	27,758	25,083	20,072	16,778	22,511	19,074	12,977	9,259
2006년4월	27,458	31,500	25,923	30,090	26,078	22,010	18,846	17,229	13,826	13,190	8,359	6,600
2006년5월	21,448	21,602	23,284	22,741	21,347	18,157	12,949	12,935	8,953	9,278	6,605	5,806
2006년6월	18,273	15,279	20,026	13,298	13,311	12,010	8,727	11,038	8,003	7,346	5,424	5,567
RMSPE	10.2		23.4		13.0		16.6		10.0		24.2	
MAPE	7.9		16.9		12.3		14.1		8.6		19.9	
Theil's U	0.001		0.001		0.001		0.002		0.001		0.002	
TPFE	0.167		0.500		0.333		0.500		0.167		0.500	

표 7. ARCH효과 검정 결과

		백다다기	취청	일반 토마토	방울 토마토	애호박	주키니
1기	coefficient	0.12	1.76	1.35	0.07	5.02	0.49
	p-value	0.27	0.18	0.24	0.77	0.02	0.65
2기	coefficient	1.31	2.50	3.61	2.25	5.09	0.56
	p-value	0.51	0.28	0.16	0.32	0.07	0.75

<표 7>에서는 ARMA모형을 추정한 식의 잔차항에 조건부 이분산(ARCH: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)이 존재하는지에 관하여 ARCH효과를 검정하였다. 만일 추정식의 잔차에 분산이 큰 구간과 작은 구간이 존재하는 분산군집 현상이 존재하는 조건부 이분산이 존재하는 경우에는 GARCH모형을 통하여 추정계수를 줄이는 효과를 볼 수 있다.

<표 8>은 ARCH효과를 검정한 결과이다. 애호박의 1기와 2기 시차에 조건부 이분산이 존재하는 것으로 나타났다. ARCH효과가 확인된 애호박에 대해서 ARMA-GARCH 모형, EGARCH 모형, TARCH 모형, GARCH-t모형을 이용하여 파라미터의 유의성, AIC와 SC, 안정성과 가역성, 예측력 등을 검토하였다. 검토 결과 AR항에 계절항

(12,24)을 포함 한 ARMA(2,1)-GARCH(1,1)모형이 여러 가지 모형 중 선정기준을 가장 만족한 것으로 나타났다. 이 모형에 대하여 조건부 분산식을 추정한 결과, 상수항과 ARCH항 모두 양(+)으로 나타났다. 한편 근의 절대값이 1보다 작게 추정되어 가역성 조건을 만족하며 ARCH와 GARCH 계수를 합한 $\alpha + \beta$ 값은 0.92로 1의 값에 근접하고 있다. 이는 애호박 가격에 대한 변동성 충격의 지속성을 통제하는 자기회귀근을 나타낸다. 또한 잔차검정을 통하여 Q-통계량을 24기까지 검정한 결과 자기상관함수와 편자기상관함수의 스파이크가 유의하지 않게 나타났으므로 선택된 모형이 백색잡음 인 것을 알 수 있다.

표 8. 품목별 ARMA-GARCH 모형 추정 결과

	변수	coefficient	z-Statistic	Prob.	
애호박	c	0.01	0.54	0.58	R ² =0.43 Adj. R ² =0.36 Q ₁₂ =0.22 Q ₂₄ =0.30
	ar(1)	1.17	6.48	0.00	
	ar(2)	-0.23	-1.56	0.11	
	sar(12)	-0.69	-10.27	0.00	
	sar(24)	-0.40	-7.30	0.00	
	ma(1)	-0.77	-6.23	0.00	
	조건부 분산식				
	c	0.03	2.14	0.03	
	arch(1)	0.88	1.85	0.06	
	garch(1)	0.04	0.40	0.68	

주 : Q^{12,24} 는 P-Value

표 9. ARMA-GARCH모형을 통한 애호박 가격예측

단위: 원/1박스당, %

구 분	애호박	
	예측치	실측치
2006년1월	22,324	24,156
2006년2월	21,357	19,323
2006년3월	22,179	19,074
2006년4월	13,661	13,190
2006년5월	8,722	9,278
2006년6월	7,854	7,346
RMSPE	9.4	
MAPE	8.4	
Theil's U	0.001	
TPFE	0.167	

<표 9>는 추정된 식의 잔차에 조건부 이분산(ARCH: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)이 존재 한 애호박에 대하여 ARMA-GARCH모형을 이용하여 가격 예측을 한 결과이다. 예측결과, RMSPE와 MAPE가 각각 9.4%와 8.4%로 ARMA모형을 통하여 추정된 예측치보다 약간 향상되었다는 것을 알 수 있다.

4. 요약 및 결론

과채류는 시설하우스의 보급과 함께 공급이 확대되고 있고 소비자에게는 건강식품이라는 인식의 확산으로 수요도 지속적으로 확대되는 추세에 있다. 그러나 저장성이 약하고 국내생산에의 의존도가 높아 어느 농산물 보다 가격변동이 크기 때문에 관련 산업 종사자와 관측담당자에게 어려움을 가중시켜왔다. 또한, 지금까지의 가격예측을 연구한 선행연구는 주로 축산물과 채소류에 집중되어 있었기 때문에 과채류의 가격예측에 관한 연구는 전무한 실정이다. 본 연구는 과채류의 생산대체를 고려하여 시계열의 다변량 분석을 강화시켰고 단변량 분석과의 비교를 통하여 각 품목의 가격예측결과를 비교하여 다음과 같은 결과를 얻었다.

1. MAPE 기준으로 품목별 예측오차에 관하여 살펴보면 백다다기와 취청 오이가 VAR모형에서 13.4%, 22.4%, ARMA모형에서 7.9%, 16.9%로 ARMA모형이 VAR모형보다 우수한 결과를 보였다. 일반토마토와 방울토마토는 VAR모형에서 예측오차는 12.7%, 14.9%, ARMA모형에서는 12.3%와 14.1%로 비슷했지만 ARMA모형의 예측오차가 약간 낮았다. 애호박과 주키니는 VAR모형에서 6.2%, 11.7%, ARMA모형에서는 8.6%, 19.9%의 예측오차를 나타냈다. ARCH효과가 존재한 애호박에 대해서는 ARMA-GARCH모형 추정 결과 8.4%의 예측오차로 ARMA모형보다 약간 개선된 효과를 볼 수 있었다.

2. 모든 모형에서 전반적으로 예측력이 높았던 품목은 애호박이고 예측력이 양호한 품목은 백다다기, 일반토마토, 방울토마토이다. 취청오이와 주키니는 예측모형에 따라서 예측오차가 크지만 취청오이는 ARMA에서 주키니는 VAR에서 개선된 예측치를 보였다.

3. 호박에서 VAR모형이 ARMA모형 보다 높은 예측결과를 보인 것은 생산대체 관계가 타 품목보다 밀접 하게 존재하는 것을 의미하기 때문이다. 즉, 호박은 자체 가격변동의 패턴을 통하여 예측되는 부분보다 과채류 간 생산대체 관계를 고려하여 가격예

측을 하는 것이 효율적이다. 이러한 결과는 과채류 중 호박이 타 품목에 비하여 재배가 용이하기 때문에 작목전환이 쉽게 이루어져 호박 가격이 타 품목의 가격과 밀접하게 연동된다고 판단할 수 있다. 한편, 오이는 과채류 간 생산대체를 고려한 VAR모형보다 자체 가격변동의 패턴을 반영하는 ARMA모형의 예측치가 높았다. 즉, 오이의 가격은 과채류 간 생산대체를 고려하여 가격을 예측하는 것보다 자체 가격변동의 패턴을 반영하여 가격예측을 하는 것이 효율적인 것을 알 수 있다. 실제로 오이의 재배는 일정한 기술적 장벽이 존재하여 농가에서 작목전환을 손쉽게 할 수 없는 특성을 가지고 있기 때문에 자체 가격변동의 특성을 이용하여 예측을 하는 것이 효율적이라고 할 수 있다.

본 연구는 시계열 분석기법을 이용하여 각각의 모형을 추정하여 해당 품목의 가격예측에 적합한 시계열 모형을 설정하였다. 분석에 이용된 가격자료가 가락시장에서 거래되는 포장단위 당 가격이므로 과채류 관련 산업 종사자나 관측 담당자에게 가격예측에 관한 실질적인 도움을 줄 수 있을 것으로 여겨진다. 그러나 시계열 기법을 이용한 가격예측은 가격의 움직임이 과거 가격추세에 의하여 현재의 가격이 설명되므로 해당 품목의 구조변화에 따른 가격의 움직임을 예측하는 것에는 한계가 있다. 그러므로 시계열모형에서 정교한 가격예측 기법의 확립을 위해서는 계절성이나 품목의 가격변동 특성을 보다 엄밀하게 반영한 시계열 모형의 개발과 검증 그리고 예측력 향상을 위한 노력이 지속적으로 이루어져야 할 것이다.

참고 문헌

- 고성보. 2004. “감귤가격 신축성함수 분석 및 시사점.” 『농업경영·정책연구』. 31(1): 105-127.
- 김경덕 외. 2002.12. 『과일·과채·채소·축산 수급 및 반응함수 추정』. KREI 연구보고 M052. 한국농촌경제연구원.
- 김명환 외. 2000.8. 『주요 채소·과일의 수급함수 추정』. KREI 연구보고 M044. 한국농촌경제연구원.
- 김배성. 2005. “채소가격 예측을 위한 응용기법별 예측력 비교.” 『농업경제연구』. 46(4): 89-110.
- 권오복. 2001.12. 『시계열 모델을 이용한 쇠고기 가격 전망 모델 개발』. KREI 연구보고 M049. 한국농촌경제연구원.
- 박호정, 윤원철. 2003. “VAR와 그래프이론을 이용한 시계열의 인과성 분석: 미국 대두 가격 사례 분석.” 『자원·환경경제연구』. 12(4): 687-708.
- 안병일, 김성용, 김병률. 2002. “양념채소 가격의 변동 추세와 요인 분석.” 『농업경제연구』. 43(1): 103-121.
- 안성극. 1996. “시계열 분석에 있어서 계절성 문제: 계절적 공적분 및 모형표기오류.” 『금융연구』. 9(2): 47-67.

- 윤병삼, 양승룡. 2004. “양념채소가격의 요일효과, 월별효과 및 월중효과에 관한 연구.” 『농업경제 연구』. 45(2): 187-210.
- 이승준. 1998. “인플레이션, 인플레이션 불확실성과 실질경제성장: Bivariate VAR GARCH-M 모형.” 『금융연구』. 12(1): 1-23.
- 황선영, 김순영, 이성덕. 2002. “시계열 전이함수분석 이분산성의 비선형 모형화.” 『응용통계연구』. 15(2): 311-321.
- Bollerslev, Tim. 1996. “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Advertising on Whole, Lowfat, and Skim milk Demand.” *Journal of Dairy Science* 79, 2284-91.
- Engle, Robert F. 1982. “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation.” *Econometrica*. 50, 987-1008.
- Engle, Robert F. and C.W.J. Granger. 1987. “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing.” *Econometrica*. 55, 251-276.
- Martin, Larry and Philip Garcia. 1981. “The Price-Forecasting Performance of Futures Market for Live Cattle and Hogs: A Disaggregated Analysis.” *America Journal of Agricultural Economics*. Vol. 63. No. 2.

원고 접수일: 2007년 1월 16일
원고 심사일: 2007년 1월 25일
심사 완료일: 2007년 3월 27일