

Box-Jenkins 모형을 이용한 육계가격 예측

명 광 식*

Key words: 박스-젠킨스 모형(Box-Jenkins methodology), 예측(forecasting), 육계가격(broiler prices)

ABSTRACT

Predicting the prices of agricultural products is very difficult because there are so many uncertain factors in the demand and production of the agricultural products. The Box-Jenkins methodology is one of strong tools to forecast especially for the short-term or medium-term using historical observations of time series. In this paper, the Box-Jenkins methodology is applied to find a model to forecast future broiler prices. It turned out that short-term forecast was quite accurate, while mid-term forecast was not accurate because of some economic factors such as decrease of beef demand.

- | | |
|---------|---------------|
| 1. 서론 | 3. 예측결과 및 한계점 |
| 2. 모형개발 | 4. 결론 |

1. 서론

우리가 일상생활에서 부딪치게 되는 모든 의사결정은 미래에 대한 어떠한 형태의——그것이 명시적이든 묵시적이든——예측에 그 바탕을 두고 있다고 볼 수 있다. 특히 경제활동과 관련된 의사결정에서 정확한 예측이야말로 결과의 성패를 좌우하

는 관건이라고 보아도 과언이 아니다.

경제 활동 중에서 농업과 관계되는 분야들은 농업 그 자체가 지니는 생산구조나 소비, 그리고 시장구조의 특성 때문에 많은 불안정성을 안고 있으며 여기에 농업경영의 불확실성과 농업 정책 수립의 어려움이 비롯된다고 보겠다.

축산물 중에서 우리나라 국민이 많이 소비하는 육계는 사육기간이 다른 육류인 쇠고기나 돼지고기에 비해 짧고 소비자의 기호나

* 중앙대 정보시스템학과 교수

수요 변화에 빠르게 생산을 조절할 수 있는 것이 특징이다. 따라서 수요나 공급 변화에 따른 가격 변화가 다른 축산물보다 크다.

미래의 가격 변화를 예측하기 위하여 우리는 흔히 인과관계를 설정하고 가격 변화에 영향을 미칠 수 있는 설명변수 또는 독립변수를 찾은 다음에, 회귀분석을 통해 미래값을 추정하는 계량경제 기법을 사용한다. 물론, 미래 가격을 설명하기에 충분한 설명변수와 이들의 축적된 계량 데이터가 확보가 된다면 이러한 인과모형은 그 추정된 파라미터를 이용하여 정책 목표인 가격 안정을 위한 정책적 수단을 제공할 수가 있다. 하지만 경제 현상, 특히 가격에 영향을 미치는 경제변수는 일일이 열거할 수 없을 정도로 그 수가 많으며 그들 중 계량화할 수 있는 변수는 극히 제한적인 것이 현실이다. 시계열분석 기법은 이러한 계량경제 예측 모형의 한계점 - 설명변수를 망라할 수도 없고 또한 있다 하더라도 계량화된 데이터의 부재 - 을 극복하기 위하여 가격에 영향을 미치는 모든 정량적인 변수뿐만 아니라 정성적인 변수의 영향을 받아 만들어진 결과가 종속변수라는 가정 하에 단지 예측코자 하는 과거 자료의 움직임만을 관찰하여 가격 움직임의 패턴을 찾고 이를 모형화 함으로써 미래의 가격을 예측코자 하는 기법이다. 물론 시계열분석모형이 계량경제모형의 장점인 가격 안정을 위한 정책수단을 제공하지 못한다는 약점이 있으나 뛰어난 예측 능력과 가격 변화 움직임 자체를 알아내는 것이 더 중요한 일반 생산 농가나 이들 농산물을 이용하는 가공업

자들에게는 유용하게 쓰일 수 있을 것이다.

축산물의 가격을 예측하고자 하는 선행 연구는 많이 있었다. 양승룡 외(1999)와 김정주(1995)는 신경망을 이용하여 축산물의 가격의 예측을 시도하였고, 김석현(1998), 민병준(1993), 그리고 김태완(2003) 등은 계량경제 모형을 이용하여 산지 돼지고기 가격을 예측코자 하였다. 하지만 이들의 연구는 신경망의 경우 모형이 난해하고 계량경제모형의 경우 예측력에서 그 정도가 떨어지는 한계가 있다.

하지만 단일변량 시계열모형인 ARIMA는 그 구조가 단순하고 예측력이 뛰어난 것이 특징이다. 그러나 정책수단의 부재라는 이유 때문에 농업 분야 경제 예측 모형으로는 선호되지 않는 실정이다. 하지만 빠르게 변화하는 농업환경에서 보다 정확한 미래 예측을 위하여 계량분석과 더불어 모형화가 단순하고 예측력이 뛰어난 시계열분석을 활용하는 것은 농산물 생산자나 농산물 가공업자 및 정책을 다루는 농업정책 당국에도 필요할 것으로 판단된다.

이 연구에서는 1991년부터 2003년까지의 월별 산지 육계가격자료 <표 1>을 이용하여 Box-Jenkins 예측 모형을 개발함으로써 더욱 정확히 육계 가격 변화를 예측하고 이를 육계 수급 정책에 활용코자 하였다.

2. 모형개발

2.1. 분석모형

미래를 예측하는 분석기법에는 여러 가

표 1. 월별 육계 가격(1991-2003)

단위: 원/kg(산지가격)

월별 년도	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1991	1039	1099	917	1214	928	714	601	903	1913	1040	1202	821
1992	864	979	1000	1027	1103	792	800	1005	737	533	794	1053
1993	1318	1004	784	749	876	1201	1474	1254	690	607	772	884
1994	1169	1166	1211	1038	1017	1076	1584	1358	1148	1994	1515	1172
1995	1173	1465	1856	1441	1220	947	1042	1006	1198	1379	1186	995
1996	1329	1663	1861	1632	1147	974	1086	1095	791	809	841	865
1997	1243	1434	1277	1210	982	870	1100	1146	1208	1242	969	1158
1998	1248	1441	1662	1363	1294	1169	1390	1238	1101	1233	1382	1450
1999	1422	1554	1535	1626	1259	1019	1184	1393	887	837	769	1023
2000	1218	1231	1097	1228	1156	1080	1614	1263	1266	1103	990	874
2001	1329	1413	1815	1738	1243	1192	1382	1424	1148	1351	1376	1377
2002	1534	1331	1610	1511	1371	993	946	812	768	941	997	976
2003	999	742	1177	938	930	693	753	1246	1042	973	938	833

자료: 축산물가격 및 수급자료, 농협중앙회, 2004

지가 있었으나 과거 시계열의 형태가 미래에도 같은 형태로 반복하리라는 기본 가정 하에서 각 관측치의 상호관계를 분석하여 미래의 형태를 예측하는 시계열 분석기법이 있다. 이 분석기법 중에서 단기예측에 가장 정확하고 전환점(turning point)에 대한 예측도 가능하여 미래를 예측하는데 가장 유용한 통계적 방법이 Box-Jenkins 시계열분석기법이다.

시계열자료는 그 특성(μ, σ^2)에 따라 안정시계열(stationary time series)과 불안정시계열(nonstationary time series)로 구분된다. 안정시계열이란 시계열자료의 평균과 분산이 시간에 따라 불변인 통계적 균형 상태를 말하며, 불안정시계열이란 그 특성이 시간의 변화에 따라 변화하는 시계열을 말한다. 불안정시계열중 원시계열에 적합한 차분계산으로 안정시계열로 변환될 수 있는 시계열을 동질적인 불안정시계열

(homogeneous nonstationary time series)이라 한다.

G.E.P. Box와 G.M. Jenkins에 의해서 고안된 일변량 ARIMA 모형은 현재치 Y_t 의 과거치 $Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots$ 와 교란항(random disturbance) $e_t, e_{t-1} \dots$ 을 가지고 Y_t 의 현재치가 그의 과거치들에 관련된 일련의 모수를 추정하는 기법이다.

2.1.1. 안정 시계열

가. AR 모형

AR 모형(autoregressive model)은 시계열 Y_t 를 Y_t 의 과거치와 t 시점의 교란항 e_t 로서 표시하며 Y_t 가 p 기간의 과거치 $Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots Y_{t-p}$ 에 의해서만 영향을 받을 때 Y_t 는 차수가 p 인 AR(P) 과정이 되며 다음과 같은 식으로 표시한다.

$$(1) Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t$$

나. MA 모형

MA 모형(moving-average model)은 시계열의 현재치 Y_t 를 과거의 교란항 $e_t, e_{t-1}, \dots, e_{t-p}$ 로서 표시한 것으로서 차수가 q 인 MA(q) 과정이 되며 다음과 같은 식으로 표시한다.

$$(2) Y_t = \mu + \epsilon_t - \theta_1\epsilon_{t-1} - \theta_2\epsilon_{t-2} - \dots - \theta_q\epsilon_{t-q}$$

다. ARMA 모형

안정 시계열이 AR 과정과 MA 과정의 특성을 모두 가지고 있는 경우 AR 모형과 MA모형을 결합한 차수가 p, q 인 ARMA(p, q) 과정이 되며 Y_t 로 표시하면 다음과 같다.

$$(3) Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} + e_t$$

2.1.2. 불안정 시계열

시계열의 대부분은 시간의 변화에 따라 시계열의 특성이 변화하는 불안정 시계열이다. 불안정 시계열이지만 차분계산에 의해서 안정 시계열로 변형될 수 있는 동질적인 불안정 시계열 Y_t 에 대해서 ARIMA 모형(autoregressive integrated moving-average model)의 설정이 가능하며 일반적으로 ARIMA(p, d, q)로서 표시된다. ARIMA(p, d, q) 모형을 써서 Y_t 를 표시하면 다음과 같다.

$$(4) \phi(B)\nabla^d Y_t = \theta(B)e_t$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$\nabla^d = (1 - B)^d$$

2.1.3. 계절성 시계열

계절성이란 시계열이 일정한 주기로 비슷한 행동 패턴이 반복되는 경우를 의미한다. 이 경우 계절간격을 주기로 강한 상호관계를 보이므로 이 상관관계를 제거하여 분석하여야 한다. 계절성 시계열에 대한 모형으로서 계절성 AR 모형, 계절성 MA 모형, 계절성 ARMA 모형, 계절성 ARIMA 모형이 있다.

P, D, Q인 계절성 ARIMA(P, D, Q)s 모형은 다음의 식으로 표시된다.

$$(5) \phi(B^s)\nabla_s^d Y_t = \Theta(B^s)e_t$$

$$\phi(B^s) = 1 - \phi_1 B^{1 \cdot s} - \phi_2 B^{2 \cdot s} - \dots - \phi_p B^{p \cdot s}$$

$$\Theta(B^s) = 1 - \theta_1 B^{1 \cdot s} - \theta_2 B^{2 \cdot s} - \dots - \theta_q B^{Q \cdot s}$$

$$\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$$

그러나 위 식은 계절성의 영향만을 제거한 것이므로 계절성 ARIMA 모형의 교란항 e_t 는 계절성이 제거된 상태일 뿐이며 백색잡음(white noise)라고 볼 수 없다. 계절성 ARIMA(p, d, q) (P, D, Q)s 모형을 시계열 y_t 로 표시하면 다음과 같다.

$$(6) \phi(B)\Phi(B^s)\nabla_d \nabla_s^D Y_t = \theta(B)\Theta(B^s)e_t$$

2.2. 모형 정립

일반적으로 설정한 Box-Jenkins 모형이 시계열에 적합한 모형으로 정립되기 위해서는 잠정적인 모형의 식별(model identification), 모수의 추정(parameter estimation), 모형

의 적합성 검토(diagnostic checking)의 3 단계 과정을 거쳐 수행된다.

2.2.1. 모형의 식별

모형의 식별이란 ARIMA(p, d, q) (P, D, Q)s 모형의 승수 p, d, q, P, D, Q의 값을 결정하는 것으로 식별의 절차는 먼저 원자료의 자기상관함수와 편자기상관함수를 구하여 시계열의 안정성 여부를 검토한다. 불안정 시계열인 경우 안정 시계열이 될 때까지 원자료를 차분계산하여 d 값을 정하고 계절성을 띠고 있는 경우에는 D 값도 함께 정한다. 차분계산의 승수 d 값은 시간차 k가 증가함에 따라 자기상관함수가 급격히 감소하여 0에 수렴하도록 정한다.

d번의 차분계산을 한 후 얻은 시계열 $\nabla^d Y_t$ 가 안정 시계열이라면 $\nabla^d Y_t$ 의 자기상관함수와 편자기상관함수를 분석하여

ARIMA 모형의 차수 p, q를 정한다.

AR(p) 모형의 자기상관함수는 시간차 k가 증가함에 따라 점점 감소하는 반면에 편자기상관함수 k가 p보다 크면 0이 된다. 반대로 MA(q) 모형의 자기상관함수는 k가 q보다 크면 0이 되고 편자기상관함수는 k가 증가함에 따라 점점 감소한다. ARMA (p, q) 모형의 자기상관함수는 k가 q까지는 불규칙적이고 다음 시간차부터는 AR(p) 과정처럼 점차 소멸된다. 반면에 편자기상관함수는 시간차 k가 p까지는 불규칙적이고 그다음 시간차부터는 MA(q) 과정처럼 점차 소멸된다.

<그림 1>은 시계열 모형 AR, MA 등의 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)로 p, q를 결정하여 잠정모형을 확정하는데 유용하며 <그림 2>는 ARMA 모형의 자기상관함수와 편자기상관함수(PACF)의 유형을 보여 주고 있다.

그림 1. AR(1), AR(2), MA(1), MA(2)모형의 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)

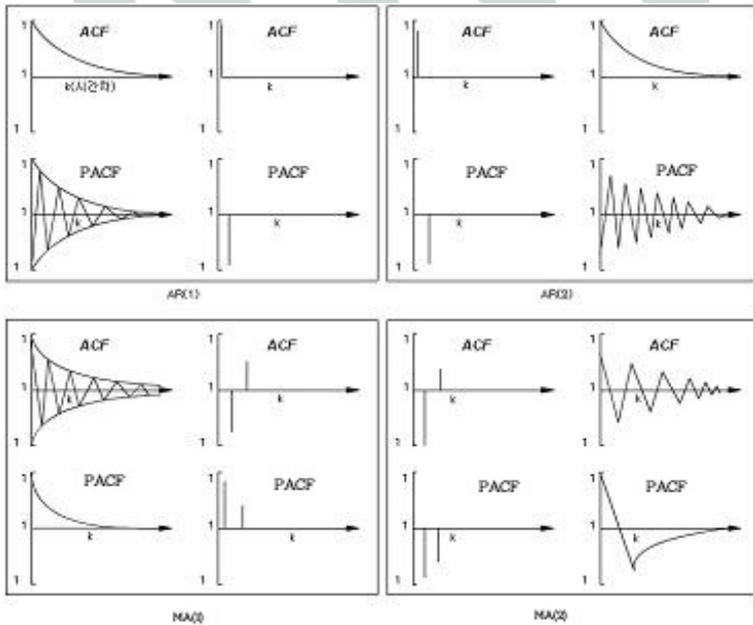
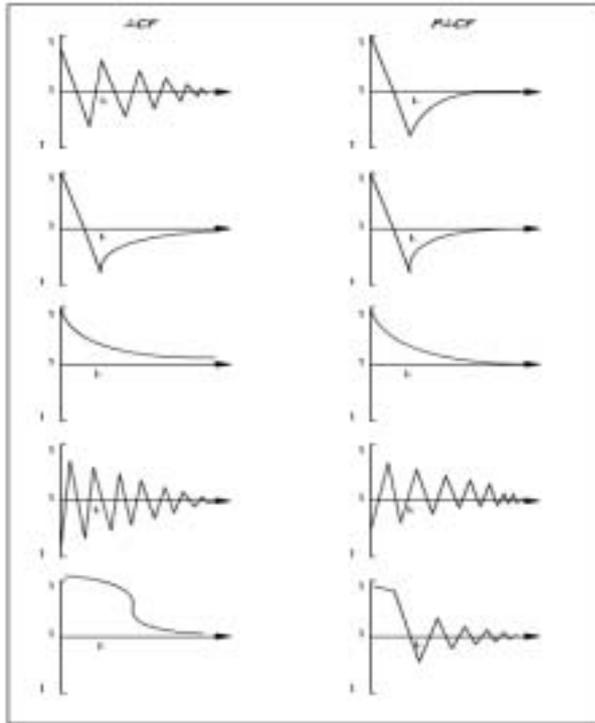


그림 2. ARMA(1,1) 모형의 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)



2.2.2. 모수의 추정

잠정적인 모형이 식별되면 최소자승법을 사용하여 모수를 추정한다. 일반적으로 비계절성 ARIMA(p, d, q) 모형의 모수를 추정할 때는 먼저 et를 가장 적게 하는 ϕ, θ 의 추정치 $\hat{\phi}, \hat{\theta}$ 를 구한다.

$$(7) Z_t = \delta + \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} + e_t$$

이때 e_t 는 잔차항으로서 백색잡음(white noise) 임을 가정하여 잔차제곱의 합

$$(8) S = (\phi, \theta) = \sum e_t^2$$

을 최소화하는 ϕ, θ 을 추정하는 것인데 식

(7)은 비선형이기 때문에 ϕ, θ 를 구하기 위해서는 비선형추정법을 사용한다.

2.2.3. 모형의 검정

모형 정립의 세 번째 단계는 설정된 모형의 적합성과 타당성을 검정하는 것이다. 잠정적으로 설정한 ARIMA 모형이 검정을 통해서 적합한 것으로 판정되면 그 모형은 여러 가지 예측이나 분석에 사용된다.

모형의 검정은 잔차분석에 의한 실제치와 예측치간의 차이를 분석함으로써 할 수 있다. 특히 잠정적인 모형의 적합성을 측정할 수 있는 효과적인 방법으로서 잔차의 자기상관함수를 나타내는 통계량을 가지고 모형의 적합성 여부를 판단한다. 이 통계량을 Box-Pierce χ^2 통계량이라고 하는데 일

반적으로 Q로 표시하고 산출 공식은 다음과 같다.

$$(9) \quad Q = (n - d) \sum_{l=1}^k r_l(e)$$

여기서

n : 원시계열자료의 관측치수

d : 원시계열자료에서 안정시계열로 전환하기 위해 사용한 차분계산수

$r_l(e)$: 시계열 l 에서 잔차의 표본자기상관함수

k : Q를 계산하는데 사용된 잔차의 자기상관함수

위 식에서 잔차의 자기상관이 적을수록 통계량 Q도 적어지며, 잔차의 자기상관이 클수록 Q값도 커진다. 계산된 통계량이 자유도 $K - n_p$ 를 가지는 χ^2 분포와 비교하여 모형의 가설을 검정하는데 일반적으로 Q값이 유의수준 α 에서 χ^2 보다 적으면 모형이 적합하다고 판단한다. 여기에서 n_p 는

모수(parameter)의 수이다.

2.3. 모형분석 결과와 검정

2.3.1. 자료의 안정 시계열성 검토

우선 13개년 월별 육계 가격 자료 156개 기초 자료의 안정성 여부를 검토한 결과 <그림 3>과 같이 불안정하게 나타났다. 따라서 원시자료 1차 차분계산 후 시계열 형태는 <그림 4>와 같이 안정 시계열로 전환시킬 수 있었다.

2.3.2. 월별 육계 가격 자료의 계절성 검토

안정 시계열로 변환된 자료의 분기별 계절성을 분석한 결과 1, 2분기에 비하여 3, 4분기의 육계 가격이 뚜렷하게 높게 나타나는 것으로 판단되었으며, 앞으로 가격 예측 모형에서 계절성의 반영이 바람직하다는 결론을 얻을 수 있었다. <그림 5>는 육계 가격의 계절지수와 계절성이다.

그림 3. 월별 육계 가격의 원시 시계열 분포

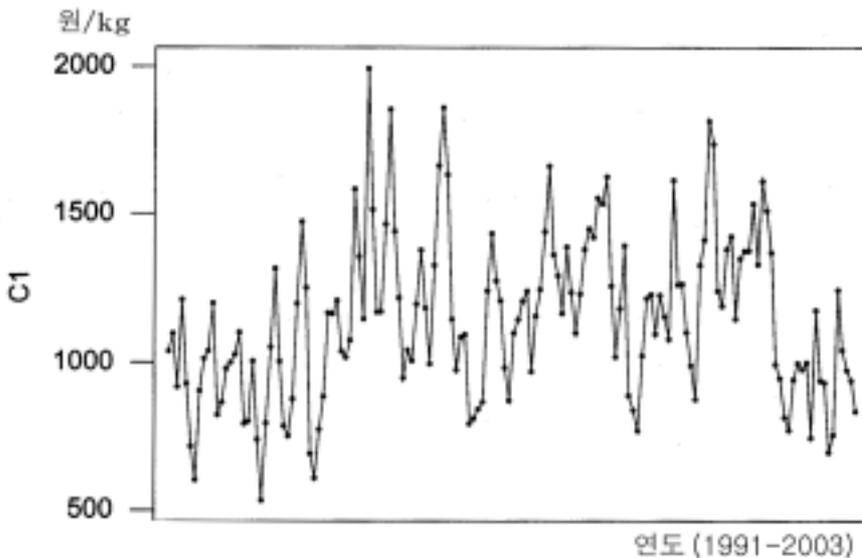


그림 4. 1차 차분 후 월별 육계 가격의 시계열의 분포

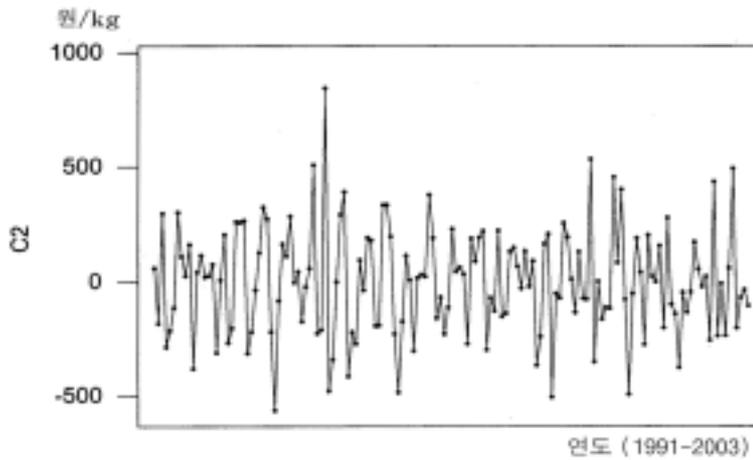
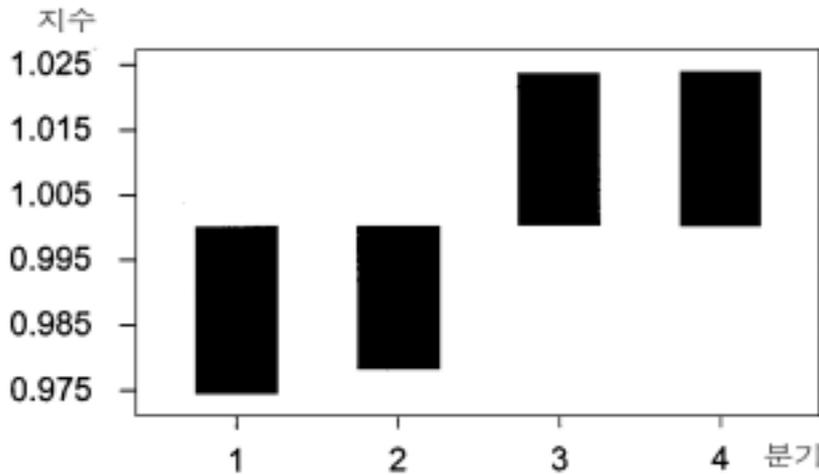


그림 5. 육계 가격의 계절 지수



2.3.3. 모형 검토 및 모수 추정

1차 차분을 통하여 안정 시계열로 전환된 자료를 이용하여 여러 시계열 모형의 표본자기 상관함수(SACF)와 표본 편자기 상관함수(SPACF)를 검토한 결과 AR(1), MA(1), ARIMA(1,1,1) 그리고 계절성 ARIMA(1,1,1)(1,1,1)₁₂를 잠정적 모형으로 확정하였다. 이들 4개의 모형을 MINITAB 통계 패키지를 이용하여 모수를 추정한 결과는

다음과 같다.

AR(1) 모형

$$Z_t = \delta + \phi_1 Z_{t-1} + e_t$$

$$\hat{Z}_t = -1.38 - 0.0494 Z_{t-1}$$

$$(-0.07) \quad (-0.61)$$

$$\nabla Y_t = -1.38 - 0.0494 \nabla Y_{t-1}$$

$$Y_t - Y_{t-1} = 1.38 - 0.0494 (Y_{t-1} - Y_{t-2})$$

$$Y_t = -1.38 - (0.0494 - 1) Y_{t-1} + 0.0494 Y_{t-2}$$

$$\hat{Y}_t = -1.38 + 0.9506 Y_{t-1} + 0.0494 Y_{t-2}$$

$$\text{Chi Square}(Q값) = 45.4$$

MA(1) 모형

$$Z_t = v + e_t - \theta_1 e_{t-1}$$

$$\hat{Z}_t = -1.28 - 0.1175 e_{t-1}$$

$$(-0.08) \quad (-1.46)$$

$$\nabla Y_t = -1.28 - 0.1175 \nabla Y_{t-1}$$

$$Y_t - Y_{t-1} = -1.28 - 0.1175 (Y_{t-1} - Y_{t-2})$$

$$Y_t = -1.28 - (0.1175 + 1) Y_{t-1} + 0.1175 Y_{t-2}$$

$$\hat{Y}_t = -1.28 + 0.8825 Y_{t-1} + 0.1175 Y_{t-2}$$

Chi Square(Q값) = 49.2

Chi Square(Q값) = 30.4

ARIMA(1,1,1) (1,1,1)₁₂ 모형

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \phi_1 B_{12}) Z_t$$

$$= \delta + (1 - \theta_1 B)(1 - \theta_1 B_{12}) e_t$$

$$(1 - 0.5819 B)(1 + 0.0149) Z_t =$$

$$(-6.31) \quad (0.15)$$

$$-0.7371 + (1 - 0.9312 B)((1 - 0.8913 B_{12}) e_t$$

$$(-17.21) \quad (-11.43)$$

Chi Square(Q값) = 13.6

ARIMA(1,1,1)₁₂ 모형

$$Z_t = \delta + \phi_1 Z_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1}$$

$$\hat{Z}_t = 0.2071 + 0.6562 Z_{t-1} + 0.9968 e_{t-1}$$

$$(9.87) \quad (3480.22)$$

$$\nabla Y_t = 0.2071 + 0.6562 \nabla Y_{t-1} + 0.9968 e_{t-1}$$

$$Y_t - Y_{t-1} = 0.2071 + 0.6562 Y_{t-1}$$

$$- 0.6562 Y_{t-2} + 0.9968 e_{t-1}$$

$$Y_t = 0.2071 + 0.9968 e_{t-1} + 1.6562 Y_{t-1}$$

$$- 0.6562 Y_{t-2}$$

<표 2>는 추정된 각 모형의 파라미터들이다. 1차 차분을 통하여 얻은 안정 시계열에 대하여 잠정적으로 설정한 모형이 적합한지의 여부에 대하여 판단 기준으로서 최근 13개년에 대한 관측치와 모형에 의한 관측치간의 오차가 5%로 하여 판단한 결과 4번째 모형인 ARIMA (1,1,1)(1,1,1)₁₂가 육계 가격 예측모형으로 가장 적합한 것으로 판명되었다.

표 2. 각 예측 모형의 추정된 파라미터 값

모형	AR(1)	MA(1)	ARIMA(1,1,1)	ARIMA(1,1,1)(1,1,1)
정규차분회수	1	1	1	1
계절차분회수	0	0	0	1
파라미터 수	1	1	2	4
$\hat{\phi}_1$	-0.0494 (-0.07)	-	0.6562 (9.87)	-0.5819 (-6.31)
$\hat{\phi}_2$	-	-	-	0.0149 (0.15)
$\hat{\theta}_1$	-	-0.1175 (-1.46)	0.9968 (3480.2)	-0.9314 (-17.21)
$\hat{\theta}_{1.12}$	-	-	-	-0.8913 (-11.43)
δ	-1.38 (-0.61)	-	0.2071	-0.7371
Box-Pierce χ^2	45.4	49.2	30.4	13.6

() 안은 t치임.

3. 예측결과 및 한계점

모형 정립의 3단계를 거쳐 시계열에 적합한 모형이 선정되면 그 모형으로부터 미래치를 예측하거나 분석에 사용된다. 모형 4 식에서 교란항 e_t, e_{t-1}, \dots 을 제거하고 Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots 의 과거치에 대한 변수들만으로 2004년부터 2005년까지 24개월을 예측한 결과는 <그림 6>과 같다. 단기에 해당하는 2004년 1분기 예측치는 실제치에 근접하지만 그 후의 예측치는 실제치들과 상당한 괴리가 있는 것을 알 수 있다. 이는 구제역(BSE) 발생으로 인한 쇠고기 수요 감소에 따른 돼지고기 및 닭고기 대체수요 증가가 육계가격의 예측치를 초과한 상승을 가져온 주요 요인으로 판단된다.

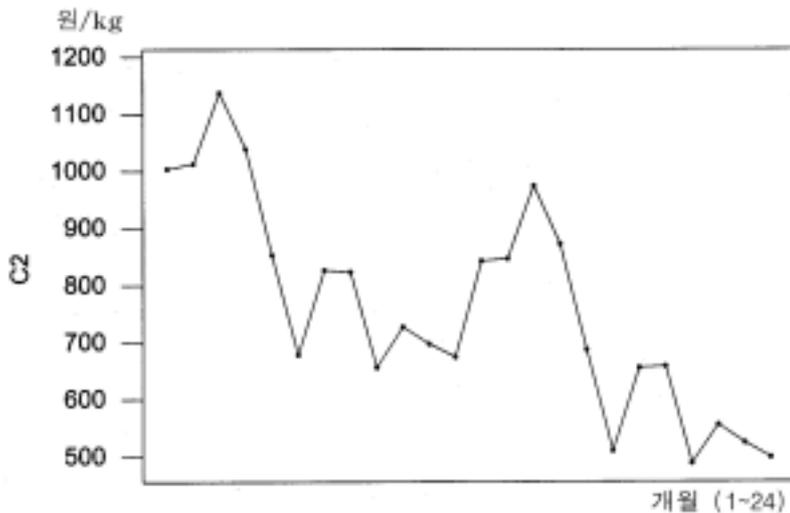
시계열분석모형에 의한 미래 육계가격의 예측에는 과거의 가격 변화 움직임이 미래에도 반복될 것이라는 가정 하에 과거의

가격 변화 패턴을 찾아내고 모형화하여, 이를 미래 가격예측에 그대로 적용하는 기법이다. 하지만 미래의 가격을 결정하는 구조에 어떤 변화, 예컨대 소비자 기호의 급격한 변화나, 소비 패턴의 변화와 같은 경우 시계열분석모형에 의한 미래 가격 예측은 그 정확성에서 크게 의심 받을 수밖에 없다. 다행히 이러한 소비구조의 변화는 단기나 중기에는 쉽사리 일어나지 않는다는 사실을 감안하면 여전히 시계열분석에 의한 미래 가격예측 모형은 그 당위성을 부여 받을 수 있을 것이다. 그러나 중장기적으로는 가격을 결정하는 구조에 어떤 변화를 줄 수 있는 요인이 작용할 확률이 높아지며, 예측력을 저하시킨다.

4. 결론

경제성장에 따라 농업 부문에 차지하는

그림 6. 육계 가격 예측 결과(2004년 ~ 2005년)



비중은 점차 감소하고 있으나 국민식생활에서 중요한 부분을 차지하는 축산의 비중은 동물성 단백질 공급원으로써 간과할 수 없다. 그 중에서 육계는 우리 국민의 기호가 높은 축산물로써 적절한 수급정책이 요구된다고 하겠다. 육계는 생산주기가 짧고 가격 변동이 심해서 양축농가 입장에서는 향후 가격의 움직임이 입식 규모나 출하시기 결정 등에서 중요 요소로 간주 되고 있다. 따라서 정확한 육계가격의 예측은 양계농가의 출하시기 결정에 매우 중요하다.

이 연구는 모형구조가 단순하고 단기 예측 능력이 뛰어나면서도 가격 안정을 위한 정책수단을 제공하지 못한다는 이유로 미래 예측 모형으로 잘 활용되지 않는 Box-Jenkins 모형을 적용하여 예측 모형을 개발함으로써 더욱 정확한 미래 육계가격을 예측코자 하였다. 다른 어떤 산업보다도 불확실성이 많은 농업 분야에서 장래 시장가격의 움직임은 경영에서 가장 중요한 요소로 판단된다. 이 연구에서 제시된 Box-Jenkins 모형은 상대적으로 구조가 간단명료하여 쉽게 운용할 수 있고, 그럼에도 예측력이 탁월한 시계열분석 기법을 활용하여 더욱 많은 농업 분야의 경제변수들이 정확하게 예측됨으로써 생산자, 소비자, 가공업자에게 좋은 의사결정 수단을 제공하고, 정책 수립자에게는 양질의 정책자료로 활용될 수 있다고 판단된다. 다만 이 모형은 단기예측에는 유용하나 중장기 예측에

는 오차가 확대될 가능성이 높아 이용에 한계가 있다. 그러나 이 모형이 단기예측에 유용하다는 점에서 다른 농산물에 대해서도 활용 가능성이 높을 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 김석현. 1998. “산지 돼지가격 변동 패턴과 그 원인.” 『농촌경제』 21(1). 한국농촌경제연구원.
- 김정주. 1995. “육계 산지가격 예측에 신경회로망의 적용.” 『한국축산경영학회』 11.
- 김태완. 2003. “돼지의 산지가격 예측을 위한 계량모형 연구.” 『농업경제연구』 44(2).
- 류지성. 1987. 『계량경제학원론』. 박영사.
- 민병준. 1993. “돼지가격 변동의 예측.” 『한국축산경영학회』 9.
- 양승룡 등. 1999. “신경망을 이용한 축산물 가격의 예측 모형 개발”, 『농업경제연구』 40(1).
- 여운방 등. 1985. 『승법 ARIMA모형의 개선식별방법』. 연구보고 85-03. 한국개발연구원.
- 농업협동조합중앙회. 2004. 『축산물가격 및 수급자료』.
- Box, G.E.P and G.M. Jenkins, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day Inc., 1976.

<p>■ 원고 접수일 : 2004년 6월 20일 원고 심사일 : 2005년 6월 21일 심사 완료일 : 2005년 6월 26일</p>
--