

신뢰성 해석기법을 이용한 배추 가격 예측 모형의 개발

Reliability Analysis for Price Forecasting of Chinese Cabbage

서교* · 김태곤** · 이정재***,†

Kyo Suh* · Tae-Gon Kim** · Jeong-Jae Lee***,†

Abstract

Generally the price of agricultural products has much different characteristics from that of manufacturing products. If products have the limitation of long-term storage and the short period of cultivation, the price of products can be more unstable. Moreover, the price forecasting is very difficult because it doesn't follow any cycle or trend. However price can be regarded as risk instead of uncertainty if we can calculate the probability of price. Reliability analysis techniques are used for forecasting the price change of Chinese cabbage. This study aims to show the usability of reliability analysis for price forecasting. A price-forecasting model was developed based on weather data of the first 10 days of the full cultivating cycle (80 days) 70 days and the average price and standard deviation of wholesale market prices from 1996 to 2001 and applied to forecast the boom price, or the orrice which is over the tolerance of market prices, of upland Chinese cabbage in 2002 and 2003. Applied results showed the possibility of boom price forecasting using reliability analysis techniques.

Keywords : Price forecasting, Probability, Reliability analysis, Weather data, Wholesale market price

1. 서 론

저장성이 없는 농산물의 경우 출하조절을 통한 안정된 가격형성이 어렵고 생육주기가 짧은 품목의 경우에는 시장가격이 단기적으로 재배면적 변동에 영향을 미치는데 이는 생산자들은 적절한 위험관리수

단이 없는 경우 생산량 축소로 대응하기 때문에 가격은 더욱 불안정해지게 된다(Sandmo, 1973). 이러한 가격의 급격한 변동인 가격파동은 작황의 변화에 따라서 그 변동 폭이 더욱 심화되기 때문에 가격변화에 대한 예측을 더욱 어렵게 만든다.

농산물의 저장성이나 계절성 등에 따라 다양한 유형으로 가격변화가 나타나게 되는데(김한호 등, 2003), 이러한 가격 변화 중에서 가격의 급격한 변화를 일으키는 예측 불가능한 파동이 일어나기도 한다. 윤성호 등(1994)은 농산물의 경우 수요량에 변동이 적고 생물학적 특성에 따른 생육기간이 요구되며, 외생적인 기후, 자연재해, 질병 등의 영향으로 생산량이 불안정하고, 낮은 저장성으로 인해 재고관리에 어려움이 있기 때문에 잦은 가격파동을 유발한다고 하였다.

* Department of Bioproducts and Biosystems Engineering, University of Minnesota

** 서울대학교 대학원

*** 서울대학교 조정 · 지역시스템 공학과

† corresponding author. Tel.: +82-2-880-4581

Fax: +82-2-876-4592

E-mail address: ljj@snu.ac.kr

2007년 12월 19일 투고

2008년 5월 19일 심사완료

2008년 5월 20일 게재확정

또한 이병서 등(1998)은 이러한 가격의 불안정으로 인한 파동은 가격하락으로 인한 미판매 방치나 산지 폐기로 자원의 비효율적 이용을 야기하여 농가소득의 안정성 측면에서 큰 문제가 되거나 가격폭등으로 인한 소비자 물가불안정의 원인이 된다고 지적한 바 있다.

본 연구에서는 신뢰성 해석기법을 이용하여 저장성이 없어 출하조절이 어려운 농산물인 배추에 대하여 기상요인과 시장가격변화의 상관성을 분석하여, 물가상승을 배제한 경우 가격파동에 이를 수 있는 파동확률 예측모형을 신뢰성 해석기법을 바탕으로 개발하여 적용해 보았다. 본 연구의 결과는 단순한 시계열성을 가진 순환적 변동이나 추세적 변동으로는 설명하기 어려운 농산물의 가격변화를 확률을 바탕으로 추정할 수 있는 모델을 제시함으로써 단기적 가격파동을 미리 예측함으로써 농가소득의 안정과 국가 자원의 효율성 제고, 소비자 물가안정 등에 기여하고자 하였다.

II. 배추가격 예측을 위한 인자 분석

배추와 같은 농산물의 가격변동에 영향을 주는 요소로 기후와 생산면적을 들 수 있다. 그러나 이러한 요소 중 기후는 미래 예측이 불가능하기 때문에 작황을 미리 파악할 수 없고, 생산면적의 경우는 지난 출하기의 시장가격에 따른 생산면적의 증감에 대한 예측이 어렵다. 생산면적의 경우 시장가격이 좋았던 출하기에 파종을 하는 경우는 대부분의 생산자가 생산면적을 늘리려 하고, 반대로 가격이 좋지 못하면

생산면적을 줄이려 하기 때문인데 이는 이병서(1998)의 연구결과에 나타나는 시기별 재배면적 변동특성이 5월과 7월에 파종되는 재배면적간의 역 상관관계가 나타나는 경향으로도 알 수 있다. 이러한 재배면적을 적절하게 조절하기 위해 정부에서 재배의향면적 조사 등의 많은 노력을 하고 있지만 여전히 생산면적은 불안정한 변화를 보인다. 이는 생산자의 규모가 작고, 대체작물의 선정에 대한 어려움 등으로 효과적인 재배면적의 통제가 어렵기 때문이다(이병서, 1996).

단기적으로 변동되는 생산면적의 변화를 조사하기는 현실적으로 매우 어렵기 때문에 생산면적에 따른 가격변화의 추정은 어려우며, 현재까지의 연간 통계 자료를 통한 생산면적변화에 따른 가격변화의 상관성을 추정하기에도 많은 한계가 존재한다. 하지만 작황에 영향을 주는 기상인자의 경우 기상청 등의 기관으로부터 데이터의 구득이 가능하므로 이러한 기상인자와 가격과의 상관성을 통해 출하시점의 가격변동을 예측하고자 하였다. 또한 연간 생산면적과 농가수취가격의 회귀분석모형의 설명력은 0.138로 매우 낮았는데 반해, 생산성과 농가수취가격의 상관성을 이용한 회귀분석모형의 설명력은 0.72로 매우 높은 값을 나타내었다. 농가수취가격은 도매가격과 소매가격과의 상관성이 매우 높기 때문에 생산성(10a당 생산량)이 시장가격에 영향을 미친다는 판단이 가능하다.

배추의 작황에 영향을 미치는 인자로는 온도, 광, 수분, 토양 등 다양한 요소가 있을 수 있는데 배추의 생산성 결정에 영향을 줄 수 있는 인자를 결정하기 위하여, 재배기간 도매시장 평균가격과 대표적 기

Table 1 Pearson correlation analysis between weather factors and wholesale price

| Variables | 70days | 60days | 50days | 40days | 30days | 20days | 10days |
|------------------------|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|----------|
| Cumulative Rainfall | +0.340*** | +0.296** | +0.271** | +0.378*** | +0.359*** | +0.393*** | +0.304** |
| Min Temperature | +0.104 | +0.126 | +0.125 | +0.079 | +0.168 | +0.395*** | +0.309** |
| Max Temperature | -0.025 | -0.102 | -0.153 | -0.212* | -0.156 | +0.12 | +0.182 |
| Cumulative Radiation | -0.202 | -0.342*** | -0.424*** | -0.395*** | -0.448*** | -0.358*** | -0.155 |
| Radiation Hours | -0.239* | -0.341*** | -0.411*** | -0.398*** | -0.445*** | -0.357*** | -0.175 |
| Cumulative Temperature | +0.074 | -0.018 | -0.064 | -0.033 | +0.028 | +0.19 | +0.219* |
| Relative Humidity | +0.323*** | +0.358*** | +0.415*** | +0.3940*** | +0.455*** | +0.397*** | +0.316** |
| Mean Wind velocity | -0.074 | -0.072 | -0.015 | +0.014 | -0.03 | -0.03 | +0.127 |

Significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Table 2 Pearson correlation analysis between each factor

| Factors | Rain | Min | Max | CuRad | AcRad | CuTemp | ReHdt | Wind | Price |
|---------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| Rain | 1.000 | 0.208 | -0.242 | -0.549 ^{**} | -0.589 ^{**} | 0.014 | 0.543 ^{**} | -0.181 | 0.341 ^{**} |
| min | 0.208 | 1.000 | 0.738 ^{**} | -0.351 ^{**} | -0.351 ^{**} | 0.880 ^{**} | 0.540 ^{**} | 0.033 | 0.104 |
| Max | -0.242 ^{**} | 0.738 ^{**} | 1.000 | 0.287 [*] | 0.303 [*] | 0.895 ^{**} | -0.022 | 0.292 ^{**} | -0.025 |
| CuRad | -0.549 ^{**} | -0.351 ^{**} | 0.287 [*] | 1.000 | 0.981 ^{**} | 0.047 | -0.817 ^{**} | 0.378 ^{**} | -0.202 |
| AcRad | -0.589 ^{**} | -0.351 ^{**} | 0.303 [*] | 0.981 ^{**} | 1.000 | 0.003 | -0.833 ^{**} | 0.393 ^{**} | -0.239 |
| CuTemp | 0.014 | 0.880 ^{**} | 0.895 ^{**} | 0.047 | 0.003 | 1.000 | 0.249 | 0.158 | 0.074 |
| ReHdt | 0.543 ^{**} | 0.540 ^{**} | -0.022 | -0.817 ^{**} | -0.833 ^{**} | 0.249 [*] | 1.000 | -0.512 ^{**} | 0.323 ^{**} |
| Wind | -0.181 | 0.033 | 0.292 [*] | 0.378 ^{**} | 0.393 ^{**} | 0.158 | -0.512 ^{**} | 1.000 | -0.074 |
| Price | 0.341 ^{**} | 0.104 | -0.025 | -0.202 | -0.239 | 0.074 | 0.323 ^{**} | -0.074 | 1.000 |

Rain(Cumulative Rainfall), min(Min Temperature), Max(Max Temperature), CuRad(Cumulative Radiation), RadHr(Radiation Hours), CuTemp(Cumulative Temperature), ReHdt(Relative Humidity), Wind(Mean Wind velocity), Price (Wholesale Market Price).

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed). * Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

상인자들의 순별 평균값 사이의 상관성을 알아보는 Pearson 상관분석을 실시하였다. 배추의 생육기간을 고려하여 10일부터 70일까지 순 별로 64개의 표본 자료를 이용하여 가격과의 상관성을 분석하였으며, 분석결과는 Table 1, 2과 같다.

분석결과에서 강우량, 최저기온, 누적 일사, 일조시간, 상대습도 등과 도매시장가격과의 상관성이 크게 나타났으며 누적 온도, 평균풍속 등은 상관성을 나타내지 않았다. 또한 누적일사량과 일조시간은 상대습도와 누적온도는 최저, 최고기온과 다중공선성이 존재하여 일사량, 일조시간, 누적온도는 선택 기상변수에서 제외하였다. 분석결과를 바탕으로 상관성이 작은 풍속과 다중공선성이 존재하는 기상인자들을 제외한 대표적 기상인자들을 신뢰성 해석을 위한 가격 변동방정식의 확률변수로 사용하였다.

III. 연구자료

대상 품목으로는 가격의 예측이 어렵고 잦은 폭등과 폭락이 발생하는 농산물인 고랭지 배추를 대상으로 하였다. 고랭지배추는 연간 재배면적수준은 봄배추나 가을배추에 비해 안정적이거나 파종에서 수확하는 생육기간이 82~84일로 비교적 짧고, 짧은 재배기간 동안 진입탈퇴가 용이하다(이우승, 1994). 따라서 다양한 시기별 재배면적분산 의사결정이 가능하여, 월별, 순별 재배면적의 변동이 심하고 또한 여름 고온기 재배에 따른 작황 불안정으로 인해 단기적 가

격불안정성이 큰 농산물이다. 분석에 이용된 자료는 크게 시장자료와 기상자료로 나눌 수 있으며 시장자료는 도매시장가격과 반입량이며, 기상자료는 일별로 관측되는 평균기온, 최저기온, 최고기온, 강우량, 일조시간, 상대습도이다.

1. 기상자료

고랭지 배추는 강원도 지역과 남부 덕유산 인근의 고지대를 중심으로 재배되므로(이병서, 1988), 평창지역의 관할 기상대인 대관령 기상대의 1996년~2003년 자료를 사용하였다. 기상인자로는 평균기온, 최저

Table 3 Weather data in Pyeongchang region (1996~2003)

| Year | 1996 ~ 2003 |
|----------------------|--|
| Period | January ~ December |
| Target Area | Pyeongchang |
| Observatory | Daegwallyeong |
| Observation Unit | Day |
| Observation Elements | |
| Avg. Temp. | Daily average temperature in cultivation |
| Min. Temp. | Daily minimum temperature in cultivation |
| Max. Temp. | Daily maximum temperature in cultivation |
| Precipitation | Daily precipitation in cultivation |
| Radiation Hours | Daily radiation hours in cultivation |
| Mean Wind Velocity | Daily average wind velocity in cultivation |
| Relative Humidity | Daily relative humidity in cultivation |

기온, 최고기온, 강우량, 일조시간, 상대습도를 선정하였으며 상세한 내용은 Table 3과 같다.

2. 도매시장가격

1996년에서 2003년까지의 도매시장의 고랭지배추 가격을 사용하였으며 한국은행에서 제공하는 GDP디플레이터로 2000년을 기준으로 조정된 가격을 사용하였으며, 2000년을 기준으로 한 시장가격과 출하량 관련 자료의 상세한 내용은 Table 4와 같다.

Table 4 Specification of wholesale market price and shipping amount

| | |
|--------------------|---|
| Period of Survey | |
| Market Price | 1996 ~ 2004 |
| Amount of Carrying | 2000 ~ 2003 |
| Unit | day |
| Price | average price of wholesale markets in Korea |
| Period | July ~ November |
| Market Price | average daily price of wholesale markets |
| Shipping Amount | average daily amount of wholesale |

3. 가격예측을 위한 가격과 기상인자의 확률 분포

정규분포는 가장 많이 이용되는 확률분포로 확률변수의 평균과 표준편차에 의해 모든 분포특성을 알 수 있으며, 통계적으로 서로 독립인 정규분포 확률변수들의 선형 합으로 정의되는 새로운 확률변수의 확률 분포가 되는 성질이 있다. 또한 Donald(1990) 등에 의해 밝혀진 중심극한정리(central limit theorem)에 의하면 충분히 많은 비정규분포 확률변수들의 선형 합에 의해 정의되는 확률변수는 근사적으로 정규분포로 볼 수 있다. 따라서 확률분포가 정확하게 알려지지 않은 확률변수에 대해서는 일반적으로 정규분포로 가정하게 된다.

본 연구에서 가격예측을 위해 사용된 10일 동안의 평균 가격인 순별 가격과 기상인자의 분포에 대해 분석한 결과를 살펴보면 대체로 정규분포에 가까운 분포를 보이고 있다.

1996년에서 2003년 사이의 5월 상순 평균기온 분

포와 7월 하순 가격분포를 빈도로 표현하여 분포를 분석하였으며, 결과는 Table 5, Fig 1, 2, 3과 같다. 또한, 자료의 분포가 정규분포인지에 대한 검정을 위해 Kolmogorov-Smirnov 검정을 시행하였으며 결과는 Table 6과 같다. 분석결과를 살펴보면 최저기온의 경우 모두 가설이 기각되므로 정규분포로 볼 수

Table 5 Distribution of variables

| | Mean Temp. | Min Temp. | Price for 10days |
|----------------|------------|-----------|------------------|
| Mean | 10.621 | 5.404 | 532.100 |
| Std. Deviation | 3.282 | 3.313 | 11.685 |
| Skewness | -0.156 | 0.293 | -0.310 |
| Kurtosis | -0.478 | 0.169 | -0.141 |

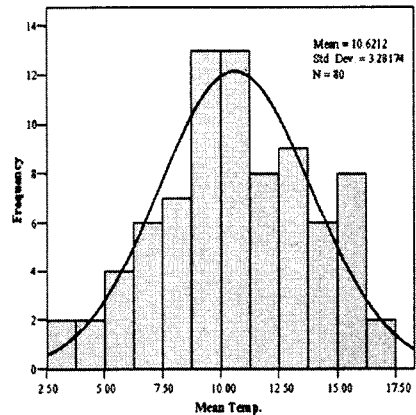


Fig. 1 Distribution of mean temperature for 10 days of the first of May

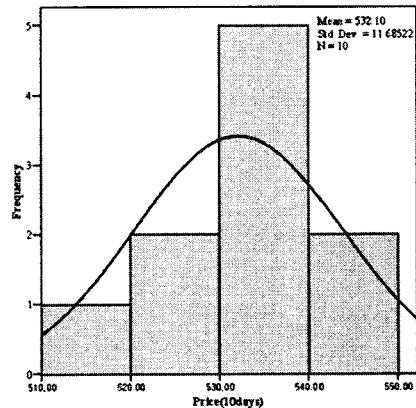


Fig. 2 Distribution of price for 10 days of the first of May

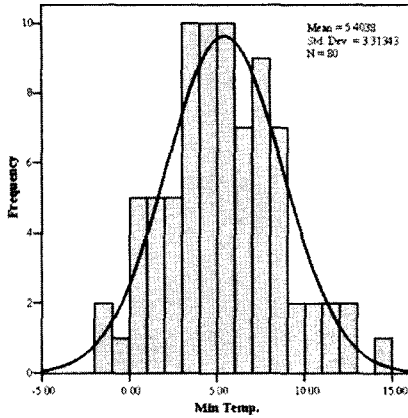


Fig. 3 Distribution of minimum temperature for 10 days of the first of May

Table 6 Result of Kolmogorov-Smirnov test

| Variables | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 |
|---------------------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|
| Minimum Temperature | 0.124 | 0.021 | 0.010 | 0.068 | 0.038 | 0.139 |
| Average of 10days | 0.020 | 0.020 | 0.020 | 0.017 | 0.022 | 0.019 |
| Price | 0.012 | 0.215 | 0.009* | 0.536 | 0.008* | 0.137 |

Hypothesis: Distribution is normal
 Significance level 1%: if the value is less than 0.01, distributions is not normal.
 *The price of 1999, 2001 is regarded as normal, although the value is less than 0.01, because the value is very close to 0.01.

있으며, 가격의 경우에는 1999년과 2000년의 결과가 정확하게 가설이 기각되지는 못하지만 거의 0.01에 가까운 값(0.009, 0.008)을 보이므로 정규분포에 가까운 것으로 보였다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구의 분석에 사용되는 인자들은 정규분포로 가정하여 사용하였다.

IV. 신뢰성 해석을 이용한 가격파동확률 예측

신뢰성 해석기법을 이용한 가격파동의 예측을 위해서는 기상자료를 통한 온도의 발생확률분포를 통해 농산물의 한계온도범위를 통해 작황을 추정하고 이에 따라 파동여부를 예측해야 한다. 농산물의 작황기준식은 해석의 대상이 되는 농산물의 생리, 생태적 특성에 따라 결정되는 가격파동방정식, 재배환경의 한

계상태식으로 표현할 수 있다. 확정론적인 방법을 사용하는 경우에는 적온분포나 한계온도 등의 생태적 요인과 발생 기상조건 등의 분산특성을 고려하지 않고 대표값으로 결정하게 되지만 확률론적인 방법으로는 발생확률의 밀도에 따라서 발생가능성을 예측하게 된다. 신뢰성 해석기법을 바탕으로 가격변동을 확률론적으로 평가하는 방법으로는 통계적 성격에 따라 크게 Level III, Level II, Level I으로 구분할 수 있으며, 본 연구에서는 모든 일별 최고기온과 최저기온의 확률분포가 평균과 표준편차에 의해 모든 통계적인 특성이 결정되는 정규분포라는 전제하에, 가격파동확률에 대한 간접적인 지표인 신뢰도지수(reliability index)를 계산하는 Level II를 사용하였다.

정규분포확률변수 X_i 의 평균과 표준편차가 각각 μ_i, σ_i 일 때, 다음과 같이 확률변수 X_i 에 의해 정의되는 구조물의 한계상태방정식(g)를 농산물 배추에 대한 가격변동방정식이라고 하면, 배추의 가격변동방정식(g)는 식 1과 같이 표현된다. 이 때 가격변동방정식을 구성하는 확률변수 X_i 는 정규분포를 갖는 기상관련인자와 시장가격관련인자로 정의할 수 있다.

$$g = a_0 + a_1 X_1 + \dots + a_n X_n \quad (1)$$

이 때 가격변동방정식 g 의 값을 새로운 확률변수 G 라고 할 때, 확률변수 G 는 정규분포를 갖으며 G 의 평균과 분산은 식2, 식3과 같다.

$$\mu_G = a_0 + \sum_{i=0}^n a_i \mu_i \quad (2)$$

$$\sigma_G^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_i a_j Cov[X_i, X_j] \quad (3)$$

따라서 가격변동방정식 g 에 의한 시장가격의 파동확률은 정의된 확률변수 G 가 한계치인 폭동가격 l 보다 작을 확률이 되므로 식 4와 같이 계산될 수 있다.

$$P_f = P[G \leq l] = \Phi\left(\frac{l - \mu_G}{\sigma_G}\right) \quad (4)$$

이 식에서 가격변동방정식의 표준편차에 대한 평균

의 비인 $\frac{l - \mu_G}{\sigma_G}$ 가 가격변동 신뢰도지수 β 로 정의되며, 가격의 파동확률은 신뢰도지수를 바탕으로 다음 식 5와 같은 관계를 가진다.

$$P_f = \Phi(-\beta) \quad (5)$$

이러한 신뢰도지수는 확률론적으로 Fig. 4에서와 같이 l 로부터 확률변수 G 의 평균까지의 거리에 대한 표준편차의 비가 된다(양영순, 1999).

김선호(2004)는 농산물의 가격파동을 가격변화와 생산량의 조절 간에 발생하는 시간의 지체로 인한 심한 가격변동이라고 말하고 있으며, 다른 문헌에도 가격의 안정과 파동의 범위에 관한 명확한 규정이

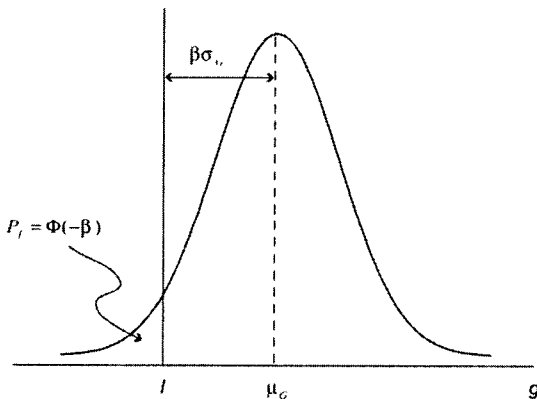


Fig. 4 Probabilistic concept of reliability index (Yang 1999)

없다. 하지만 신뢰성 해석을 위해서는 먼저 농산물의 파동과 안정에 대한 판단기준의 정립이 필요하기 때문에, 본 연구에서는 배추의 파동을 폭락과 폭등으로 구분하고, 폭락과 폭등은 기준연도 가격으로 환산한 일별 가격의 순별 평균이 30%이상 오르거나 내리면 파동으로 규정하는 판정기준을 정립하였다. 이러한 판정기준을 규정한 이유는 정부보상가(140원/kg)나 손익분기점(320원/포기)과 비교하여 폭락의 경우 적절한 폭락기준을 추정할 수 있으나, 폭등에 대한 적절한 판정범위를 찾기가 어려웠다. 본 연구에서는 8년간 고령지배추 출하시기의 평균가격인 489원 (2000년 기준 환산가격)을 기준으로 판정기준에 따른 배추의 폭등기준 가격을 636원으로 추정하였다. 이에 따른 2002년과 2003년도 순별 파동을 판별한 결과는 Table 7과 같았으며, 본 연구에서는 생산성 저하에 따른 폭등만을 대상으로 하였다.

1996년~2001년까지의 자료를 사용하여 기상요인과 가격을 대상으로 한 회귀모델의 분석결과는 Table

Table 7 A decision table for the boom price of Chinese cabbage (2002~2003)

| Period | Jul. | | Aug. | | | Sep. | | | Oct. | | |
|--------|------|---|------|---|---|------|---|---|------|---|---|
| | S | L | F | S | L | F | S | L | F | S | L |
| 2002 | | | | | * | * | * | * | | | |
| 2003 | | | | | | | * | * | * | * | |

주) F: the first ten days of a month
 S: the second ten days of a month
 L: the last ten days of a month
 *: Boom Price

Table 8 The model summary and coefficients including all related factors

| Model | R ² | Adjusted R ² | F | Sig. | df |
|---------------------|-----------------------------|-------------------------|---------------------------|------|---------|
| Regression | .770 | .738 | 24.056 | .000 | 36 |
| Coefficients | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | | Sig. |
| | B | Std. Error | Beta | | |
| (constant) | -162.707 | 268.672 | | | .549 |
| Price ₁₀ | .857 | .087 | .836 | | .000*** |
| Rain | .724 | .312 | .248 | | .026** |
| min | -26.418 | 10.604 | -.549 | | .018** |
| Max | 16.874 | 10.074 | .345 | | .103 |
| ReHdt | 1.873 | 2.602 | .113 | | .720 |

Price₁₀(Price of 10 days before), Rain(Cumulative Rainfall), min(Min Temperature), Max(Max Temperature), ReHdt(Relative Humidity) significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)

Table 9 The model summary and coefficients of three significant factors

| Model | R ² | Adjusted R ² | F | Sig. | df |
|---------------------|-----------------------------|-------------------------|---------------------------|--------|---------|
| Regression | .750 | .730 | 37.911 | .000 | 38 |
| Coefficients | Unstandardized Coefficients | | standardized Coefficients | t | Sig. |
| | B | Std. Error | Beta | | |
| (constant) | 178.732 | 58.589 | | 3.051 | .004*** |
| price ₁₀ | .844 | .087 | .836 | 9.705 | .000*** |
| rainfall | .471 | .244 | .248 | 1.929 | .061** |
| min | -11.553 | 3.978 | -.549 | -2.904 | .006*** |

significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)

Table 10 Result of statistic analysis for 10 days before 70 days between 1996 and 2001

| Adjusted R ² | Constant | Price _{t-10} | Σ Rainfall | Min Temp. |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|------------------------|
| 0.730 | 178.732 (3.051)*** | 0.844 (9.705)*** | 0.471 (1.929)* | -11.553 (-2.904)*** |

Comment: () means t-value (significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)

8과 같았다.

관련인자를 모두 포함한 다중회귀분석결과 10일전 가격변화와 함께 강우량과 최저기온이 유의성이 있는 변수로 나타났으며, 이들 변수만을 대상으로 다시 회귀분석을 실시하여 최종적인 가격변동방정식을 결정하였으며(Table 9), 결정된 가격변동방정식은 Table 10과 같다.

신뢰성 해석기법을 이용한 가격변동방정식은 $Z = R - L$ 이므로, 70일전의 10일간의 기상요인과 10일전의 가격변화를 함께 고려한 가격변동방정식을 구성하면 식 (6)과 같다.

$$g(P_{t-1}, R, T_{\min}) = 636 - (178.732 + 0.844 \times P_{t-1} + 0.471 \times R - 11.553 \times T_{\min}) \quad (6)$$

식에서 P_{t-1} 은 10일 전 가격변화를 나타내는 확률변수, R 은 10일전 누적강우, T_{\min} 은 10일전의 최저기온변화를 나타내는 확률변수이다.

따라서 추정된 가격변동방정식을 이용하여 2002년과 2003년의 가격폭등을 예측해 보았다. 강우는 순별 누적 값으로 주어지므로 가격과 최저기온을 확률

변수로 하여 8월 상순부터 10월 중순까지 가격파동을 추정하였다.

정리된 한계상태식에 의해 새로운 확률변수 G 의 평균과 분산을 추정할 수 있다. 평균과 분산을 추정하면 각각 식 7, 식 8로 나타난다.

$$\mu_G = 636 - (178.732 + 0.471 \times R + 0.844 \times \mu_P - 11.539 \times \mu_T) \quad (7)$$

$$\sigma_G^2 = 0.844^2 \times \sigma_P^2 + 11.539^2 \times \sigma_T^2 \quad (8)$$

따라서 신뢰도지수가 커질수록 가격의 파동확률은 작아지므로 파동이 발생할 확률은 줄어들게 된다.

$$P_f = \Phi(-\beta) = \Phi\left(\frac{\mu_G}{\sigma_G}\right) \quad (9)$$

V. 가격파동확률모델 적용

80일 전 기상요인에 의한 확률변수와 10일전의 10일간의 발생가격 확률변수를 이용한 가격파동확률의 예측 모델을 통해 2002년의 자료를 대상으로 한 파동확률을 추정하였다. 도매시장가격과 기상자료를 이용하여 2002년 8월 초순에서 10월 초순까지와 2003년 8월 초순에서 10월 중순까지의 신뢰도 지수를 추정하여 파동확률을 추정해 보고자 하였다. 현재까지 신뢰도지수와 시장가격파동확률과의 관계를 제공하는 자료가 없어 구조물에 이용되는 확률환산표를 사용해 보았다. 전체적으로 신뢰도지수가 클수록 파동확

Table 11 Probability of failure at several reliability indices

| | | | | | | | | | | |
|---------|------|-------|-------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| β | 0.00 | 0.50 | 1.28 | 2.00 | 2.33 | 3.00 | 3.09 | 3.72 | 4.00 | 4.26 |
| P_f | 0.5 | 0.309 | 0.159 | 2.28×10^{-2} | 1.0×10^{-2} | 1.35×10^{-3} | 1.0×10^{-3} | 1.0×10^{-4} | 3.17×10^{-5} | 1.0×10^{-5} |

Table 12 Boom probability and real boom of upland Chinese cabbage (2002)

| Year | | μ_{price} | σ_{price} | μ_{min} | σ_{min} | μ_{rain} | μ_G | σ_G | Reliability index | Boom probability (P_i) | Real Boom |
|------|---|---------------|------------------|-------------|----------------|--------------|---------|------------|-------------------|----------------------------|-----------|
| Aug. | F | 302 | 41.97 | 6.26 | 2.90 | 85.50 | 332.431 | 2372.089 | 0.140 | 0.446 | |
| | S | 466 | 81.14 | 8.59 | 2.99 | 10.00 | 256.505 | 5881.607 | 0.044 | 0.483 | |
| | L | 574 | 17.44 | 11.64 | 2.95 | 6.50 | 202.227 | 1373.631 | 0.147 | 0.444 | Boom |
| Sep. | F | 620 | 21.87 | 11.70 | 2.49 | 51.60 | 142.855 | 1167.117 | 0.122 | 0.453 | Boom |
| | S | 703 | 20.37 | 9.66 | 2.60 | 106.70 | 23.282 | 1195.422 | 0.019 | 0.493 | Boom |
| | L | 735 | 23.62 | 15.51 | 1.19 | 197.10 | 21.281 | 584.548 | 0.036 | 0.486 | Boom |
| Oct. | F | 708 | 43.71 | 16.37 | 1.94 | 103.80 | 97.949 | 1861.617 | 0.053 | 0.480 | |

μ : average, σ : standard deviation, P_f states probability of boom price

Table 13 Boom probability and real boom of upland Chinese cabbage (2003)

| Year | | μ_{price} | σ_{price} | μ_{min} | σ_{min} | μ_{rain} | μ_G | σ_G | Reliability index | Boom probability (P_i) | Real Boom |
|------|---|---------------|------------------|-------------|----------------|--------------|---------|------------|-------------------|----------------------------|-----------|
| Aug. | F | 531 | 11.263 | 6.12 | 1.93 | 4.00 | 175.924 | 588.576 | 0.299 | 0.386 | |
| | S | 528 | 13.671 | 9.16 | 1.62 | 104.50 | 166.284 | 481.256 | 0.346 | 0.368 | |
| | L | 489 | 14.314 | 8.35 | 2.06 | 0.10 | 238.972 | 711.758 | 0.336 | 0.372 | |
| Sep. | F | 485 | 5.113 | 12.65 | 1.24 | 40.00 | 273.233 | 224.929 | 1.215 | 0.294 | |
| | S | 561 | 45.811 | 13.60 | 0.95 | 157.60 | 164.675 | 1613.888 | 0.102 | 0.461 | Boom |
| | L | 665 | 32.064 | 14.69 | 1.82 | 119.50 | 107.437 | 1170.988 | 0.092 | 0.465 | Boom |
| Oct. | F | 740 | 26.766 | 13.32 | 1.39 | 81.90 | 46.019 | 766.805 | 0.060 | 0.477 | Boom |
| | S | 694 | 26.847 | 15.32 | 1.14 | 163.00 | 69.730 | 685.670 | 0.102 | 0.461 | Boom |

P_f states probability of boom price

률은 매우 적어지는 것을 볼 수 있으나, 지수의 차이에 비해 파괴확률의 차이가 대단히 크게 나타나고 있어 구조물에서의 파괴확률과 같이 지속적인 검증을 통해 보편적으로 적용이 가능한 가격파동확률과 신뢰도지수의 상관표를 작성해야 할 필요가 있을 것으로 판단된다.

신뢰성 지수를 이용해 추정한 2002년 8월 초순에서 10월 초순까지의 각 순별 가격파동확률을 추정된 결과와 판정표의 판정결과를 비교한 결과는 Table 12와 같았다. 2002년 9월의 경우 신뢰도지수(β)가 0.25, -0.11, -0.18로 매우 낮게 나오고 가격파동 확률도 0.372, 0.794, 0.461로 매우 크게 나타나는데,

실제로 2002년 9월에 본 연구에서 규정한 범위에서의 파동이 발생하였다. 2003년의 경우에도 마찬가지로 Table 13과 같이 결과가 나타나며, 신뢰지수가 높고 가격 파동확률이 낮은 시점에서는 가격 파동이 발생하지 않았다. 반면 9월 하순부터 10월 중순에 이르는 시기에는 매우 높은 가격파동확률을 보이며, 실제로도 본 연구에서 규정한 범위에서의 파동이 발생함을 확인할 수 있었다.

VI. 결 론

본 연구에서는 기존의 통계적인 방법에 의한 가격

변화의 추정이 어려운 변동을 하는 농산물 품목인 고랭지 배추를 대상으로 신뢰성 해석기법을 이용하여 가격변화를 예측해 보았다. 예측 어려운 변동을 보이는 농산물 품목은 주로 저장성이 없고 생육주기가 짧아서 시장가격이 불안정한 품목에 발생할 가능성이 높기 때문에 이에 해당하는 대표적인 품목인 고랭지 배추를 대상으로 선택하였으며, 생산성과 관련된 요인인 기상인자를 확률적인 요소로 추정하는 확률변수로 하여 시장가격의 폭등을 대상으로 예상 파동확률을 추정하였다. 가격과 기상인자는 정규분포에 가까운 분포를 나타내고 있어 각 인자의 확률을 정규분포로 가정하여 확률변수로 사용하였다.

본 연구에서는 Level II 방법으로 가격파동의 기준에 따른 가격파동확률에 대한 신뢰도 지수를 산정하는 가격변동방정식을 구성하였으며, 2002년과 2003년 자료를 이용하여 파동을 예상하는 신뢰도 지수와 확률을 산정하고 이를 실제 파동결과와 비교하여 보았다. 가격파동확률을 산정된 신뢰도지수를 통해 기존의 구조물 파괴확률을 산정하는 확률표를 이용하여 환산하였으며, 예측결과의 적용 가능성을 살펴보기 위해서 본 연구에서 규정한 가격파동의 범위를 파동발생 기준 가격으로 하였다. 신뢰도 지수가 전반적으로 정확하게 파동을 예측하였으나, 파동확률추정에 이용한 확률표의 신뢰도지수에 따른 확률이 구조물에 사용하는 파괴확률이기 때문에 실질적인 파동확률 값으로 보기에는 확률값이 너무 큰 문제가 있었다. 향후 지속적인 가격변화 자료의 분석을 통하여 농산물 품목별 가격변동 확률표를 작성해야 할 것으로 판단된다.

References

1. Barten, Anton P., Chris Vanloo, 1996, Price dynamics in agriculture: An exercise in historical econometrics. *Economic Modeling*, 13, pp.315-331.

2. Cochrane, D. and G. H. Orcur, 3333, Application of Least-Square Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms, p.256.
3. Knight, F. H., 1921, Risk, Uncertainty and Profit. University of Chicago Press.
4. Hyun, Gong-nam, 1998, The tangerine's shipping trend to the wholesale market analysis, 15(1), pp.15-31. (in Korean)
5. Kim, Han-Ho, Ho Tak Kim and Tae Ho Lee, 2003, Price Theory for Agricultural Products, Park Young Sa. (in Korean)
6. Lee, Byong-seo and Jin-koo Kang, 1998, Acreage fluctuation and marketing behavior in Alpine Chinese cabbage 15(2), pp.107-125. (in Korean)
7. Lee, Byung Seo, Hong Woo Jung and Chil Koo Choi, 1996, Acreage decision process of radish and Chinese cabbage under asymmetric response to price changes, *Agricultural Policy Research*, 23(1), pp.79-93. (in Korean)
8. Sandmo, A., 1973, Public goods and the technology of consumption, *Review of Economic and Statics*, 40, pp.517-528
9. Yoon, Sung-Ho and Jae-Sun Noh, 1994, The price fluctuations of the major agricultural products analysis and the introduction of the futures market, (2), pp.53-82. (in Korean)