CNU Journal of Agricultural Science Vol. 41, No. 4, pp. 481-485, December 2014
DOI: http://dx.doi.org/10.7744/cnujas.2014.41.4.481

기온을 이용한 무 생산량 패널분석

김용석* · 심교문 · 정명표 · 최인태

국립농업과학원 농업환경부 기후변화생태과

Panel analysis of radish yield using air temperature

Yong-Seok Kim*, Kyo-Moon Shim, Myung-Pyo Jung, In-Tae Jung

Climate Change & Agroecology Division, National Academy of Agricultural Science, Wanju-gun, Korea

Received on 5 November 2014, revised on 1 December 2014, accepted on 31 December 2014

Abstract : According to statistical data the past ten years, cultivation area and yield of radish are steadily decreasing. This phenomenon cause instability of radish's supply due to meteorological chage, even if radish's yield per unit area is increasing by cultivation technological development. These problems raise radish's price. So, we conducted study on meteorological factors for accuracy improvement of radish yield estimation. Panel analysis was used with two-way effect model considering group effect and time effect. As the result, we show that mixed effects model (fixed effect: group, random effects: time) was statistical significance. According to the model, a rise of one degree in the average air temperature on August will decrease radish's yield per unit area by 428 kg·10 a^{-1} and that in the average air temperature on October will increase radish's yield per unit area by 438 kg·10 a^{-1}. The reason is that radish's growth will be easily influenced by meteorological condition of a high temperature on August and by meteorological condition of a low temperature on Octoboer.

Key words **:** Radish yield, Panel analysis, Average temperature

I. 서 론

KOSIS (http://kosis.kr)의 최근 10년 자료를 보면 무 재배면적은 2004년 36,303헥타르에서 2013년 17,215헥타르로 꾸준히 감소하고 있는 추세이며, 그에 따라 생산량 또한 2004년 1,709천톤에서 2013년 1,001천톤으로 꾸준히 감소하고 있는 추세이다. 반면에 KATI (http://www. kati.net/kati.do)에 의하면 신선 무의 수입량은 2004년 1,964톤이던 것이 2013년에는 14,132톤으로 급격히 증가하여, 경제적 가치는 2013년 3,429,283달러에 달한다. 무의 재배 기술의 발달로 무의 단수는 상승하는 경향이 있지만, 이상기상에 의한 기상재해나 기상변화에 따른 병해충 발생 등에 의해 무 생산량의 변동성이 높아졌고 무 재배면적의 감소와 맞물려 무의 수급이 불안정하게 되었다. 기상의 변화는 작물 생육에 크게 영향을 미치기 때문에 각 기상인자마다 작물의 생육에 미치는 영향을 밝히기 위해 많은 노력이 이루어지고 있다. 그 예로서, Kwon 등(2003)은 평균기온, 강수량, 일조시간 등의 기상인자와 고추의 생육과의 관계를 밝히는 연구를 하였고, Cho 등(2013)은 최고기온과 강수량을 이용하여 가을 배추의 단수를 추정하는 연구를 하였다. NIHHS(2013)은 생장도일(GDD: Growing Degree Days)과 무의 생육을 추정하는 연구를 수행하였고, KREI (1996)은 기온과 강수량의 기상인자를 이용하여 지역별로 배추와 무의 생산량을 모형을 연구하였다. 이와 같은 연구들 속에서도 기상은 계속 변하고 있고 작물의 재배 방법이나 기술 또한 꾸준히 변하고 있기 때문에 기상에 따른 농작물의 생육을 추정하기 위한 연구는 한 번에 그치는 것이 아니라 계속해서 수정되고 보완해야 나가는 것이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 무의 단수를 추정함에 있어서 패널 분석을 통해 지역이나 시간에 따른 영향을 미치는 변수가 있다는 가정 하에 기상인자의 순수한 영향력을 파악하기 위한 실험을 수행하였다.

***Corresponding author:** Tel: +82-63-238-2519
E-mail address: cyberdoli@korea.kr

II. 재료 및 방법

1. 자료수집

가을무의 생산량 변화에 영향을 미치는 기상요소를 파악하기 위하여 2004년부터 2013년도까지 해당하는 자료를 수집하였으며, KOSIS (http://www.kosis.kr)을 통해 가을무의 단수 자료를, KMA (http://www.kma.go.kr)을 통하여 기상자료를 수집하였다. 기상자료는 평균기온, 강수량, 일조시간의 기상요소에 대해 수집하였으며, 경기도 7지역, 강원도 11지역, 충청북도 5지역, 충청남도 5지역, 전라북도 7지역, 전라남도 8지역, 경상북도 11지역, 경상남도 9지역, 제주도 4지역의 평균 기상값을 각 도의 대표값으로 계산하였다.

2. 패널분석

패널 데이터란 횡단면 데이터(한 시점에서의 여러 개체에 대한 데이터)와 시계열 데이터를 함께 나타는 데이터이며, 패널 데이터를 이용한 분석이 패널 분석이다. 패널 분석의 장점은 회귀분석과 시계열분석을 동시에 수행할 수 있기 때문에 개체 간의 이질성과 함께 개체 내의 이질성을 함께 고려할 수 있어 회귀분석에서 누락시킨 설명 변수 중에 종속변수에 영향을 미치는 설명변수를 통제할 수 있다. 이로 인해 설명변수가 종속변수에 미칠 수 있는 순수한 영향력을 추정할 수 있다(Lee and Noh, 2012).

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{단, } \epsilon_{it} = \mu_i + \lambda_t + e_{it}) \quad (1)$$

여기서, y_{it}는 종속변수, x_{it}는 설명변수 ϵ_{it}은 오차항, μ_i은 관찰되지 않은 개체효과 요인 λ_t은 관찰되지 않은 시간효과 요인, e_{it}는 개체와 시간에 따라 변하는 요인을 나타낸다.

패널 모형은 일반 선형 회귀모형에서 산출된 오차에서 개체특성 효과와 시간특성 효과를 분리하여 순수한 오차를 보여준다. 여기서 개체효과(μ_i)는 각 지역의 시간에 의해 변하지 않는 특성으로 그 지역만의 지형이나 재배방법 등이 여기에 포함되며, 시간효과(λ_t)는 특정 시기에 모든 지역에 영향을 미치는 특성으로 농산물 관련 정책 등이 여기에 포함된다. 개체효과와 시간효과를 모수로 가정하여 상수로 가정하는 모형을 고정효과(Fixed Effect) 모형이라 하며, 확률적 변수로 가정하는 모형을 확률효과(Random Effect) 모형이라 한다(Min and Choi, 2012; Lee and Noh, 2012; Berrignton et al., 2006).

고정효과 모형은 오차항과 설명변수 간에 상관성이 있다고 가정하며, 고정된 모수인 개체효과와 시간효과 외에 나머지 오차는 평균이 0이며 분산이 σ_e^2로 독립적인 등분산성을 가진다고 가정하며, 확률효과 모형은 개체효과와 시간효과는 설명변수와 상관성이 없다는 것을 가정한다. 개체효과와 시간효과, 나머지 오차는 평균이 0이고 분산을 각각 $\sigma_\mu^2, \sigma_\lambda^2, \sigma_e^2$로 가정한다.

개체효과와 시간효과를 고려하지 않는 합동모형과 고정효과모형과 확률효과모형 중에 어느 모형이 적합한지를 검정하기 위해 여러 검정 과정을 거치게 되는데, 그 중 Chow 검정(F 검정)을 통해서는 개체효과와 시간효과가 포함된 고정효과 모형과 각 효과가 포함되지 않은 합동 모형(Pooled OLS: Pooled Ordinary Least Squre)간의 적합성을 비교하며, Breusch-Pagan LM 검정을 통해서는 개체효과와 시간효과의 분산이 0인지에 대한 검정으로 각 효과의 확률효과가 유의한지 판단하는 검정이다. Hausman 검정은 개체효과와 시간효과가 고정효과인지 확률효과인지 검정하는 방법으로 개체효과와 시간효과가 설명변수와 상관성이 없이 독립적인지를 검정한다. 일반적으로 확률효과 모형이 자유도를 적게 사용하기 때문에 개체효과와 시간효과가 설명변수와 상관성이 없다면 더 정확하고 효율적이라고 가정한다.

III. 결과 및 고찰

일반적으로 무는 15-20℃의 기온이 생육에 적당하며, 0℃이하에서는 저온해를 입기 쉽고 25℃이상에서는 고온해를 입기 쉽다고 알려져 있다. 가을무는 전국적으로 8월에 파종하여 11월에 수확하기 때문에 8-11월의 기상값을 이용하였으며, 전국적인 기상은 8월 평균기온은 10년간 24.6-26.4℃였고, 10월 평균기온은 11.8-20.1℃인 것으로 나타났다. 8-9월의 월별 평균기온과 강수량, 일조시간을 이용하여 가을무의 생산량과 상관분석을 실시한 결과 평균기온에서 상관계수가 높게 나타났으며, 평균기온과 강수량, 일조시간을 이용한 기상요소별 이원 고정효과 모형을 수행한 결과 8월과 10월 평균기온에 대한 모형에서 유의한 결과가

Table 1. Least squres dummy variables model.

Variable	Coefficient	p-value
tave8	-580.7519	0.006
tave10	561.963	0.003
id2	-228.5875	0.471
id3	-77.84623	0.759
id4	792.8305	0.002
id5	2249.677	0.000
id6	769.6485	0.119
id7	-13.6872	0.952
id8	682.4369	0.134
id9	2753.647	0.007
2005	-255.8771	0.285
2006	-434.7496	0.415
2007	-154.7708	0.633
2008	-270.4098	0.482
2009	197.5384	0.566
2010	338.6818	0.394
2011	1441.722	0.000
2012	1330.872	0.000
2013	2141.38	0.000
constant	12324.81	0.021

tave8: monthly average temperature on August, tave10: monthly average temperature on October, id2: Gangwon-do, id3: Chungcheongbuk-do, id4: Chungcheongnam-do, id5: Jeollabuk-do, id6: Jeollanam-do, id7: Gyeongsanbuk-do, id8: Gyeongsangnam-do, id9: Jeju-do, 2005-2013: year.

나타났기 때문에 8월과 10월 평균기온만을 변수로 선정하여 패널 분석을 실시하였다.

개체효과와 시간효과 모두 고정되었다고 가정하는 이원고정효과 모형을 추정하기 위하여 개체효과와 시간효과를 각각 더미변수로 대입하여 최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)으로 회귀계수를 추정하는 회귀모형(LSDV: Least Squares Dummy Variables)을 이용하여 고정 효과 모형을 수행하였다(Table 1). 위 모형에서 개체효과는 경기도를 기준으로 분석하였으며, 시간효과는 2004년을 기준으로 분석하였다. 그 결과 이원 고정효과모형의 설명변수는 모두 p값이 0.05보다 낮기 때문에 유의한 것으로 나타났다. Chow검정을 실시한 결과 개체 더미변수만을 포함한 검정에서 다른 조건이 일정할 때 P값이 0.00이 나왔고 시간 더미변수만을 포함한 검정에서도 p값이 0.00으로 나타났다. 개체와 시간 더미변수를 모두 포함한 모형에서도 p값이 0.00으로 나타나 더미변수의 추정계수가 0이라는 귀무가설이 기각되었고 더미변수를 전혀 포함하지 않은 합동모형에 비하여 더미변수를 포함한 이원고정효과모형이 더 적합하다는 것이 나타났다.

시간에 대해서는 고정효과를 적용하고 개체에 대해서는 확률효과를 적용한 혼합효과 모형에서도 (Table 2)과 같이 설명변수들은 모두 p값이 0.05보다 낮아 유의한 것으로 나타났으며 전체오차에 대해서 개체효과가 차지하는 비율을 나타내는 rho값은 0.6264정도로 나타났다. Chow검정결과 시간 고정효과에 대해서는 p값이 0.00으로 유의한 결과가 나타났고, Breusch-Pagan LM검정을 통해서는 시간 고정효과가 포함된 개체의 확률효과 모델이 통계적으로 유의한가 검정한 결과 p값이 0.00으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로 개체에 대해서는 고정효과를 적용하고 시간에 대해서는 확률효과를 적용한 혼합효과 모형에 대한 검정을 실시한 결과 설명변수들도 유의한 것으로 나타났다(Table 3). 전체오차에 대한 시간효과가 차지하는 비율을 나타내는 rho값의 경우 0.7116로 나타나 전체오차 중 시간효과가 차지하는 비율이 어느 정도 높게 나타났다. Chow검정결과

Table 2. Mixed effects model (fixed effect: time, random effect: group).

Variable	Coefficient	p-value
tave8	-411.1288	0.036
tave10	800.2743	0.000
2005	-242.5051	0.318
2006	-1225.167	0.001
2007	-520.9238	0.063
2008	-537.2192	0.115
2009	62.01988	0.849
2010	35.94963	0.925
2011	1595.499	0.000
2012	1118.872	0.001
2013	1555.331	0.000
constant	5440.659	0.204

tave8: monthly average temperature on August, tave10: monthly average temperature on October, 2005-2013: year.

Table 3. Mixed effects model (fixed effect: group, random effect: time).

Variable	Coefficient	p-value
tave8	-428.3952	0.011
tave10	438.547	0.006
id2	-183.8146	0.528
id3	-151.0244	0.540
id4	748.5919	0.002
id5	2230.441	0.000
id6	969.6363	0.026
id7	24.70519	0.913
id8	778.7963	0.053
id9	3079.196	0.000
constant	10643.83	0.016

tave8: monthly average temperature on August, tave10: monthly average temperature on October, id2: Gangwon-do, id3: Chungcheongbuk-do, id4: Chungcheongnam-do, id5: Jeollabuk-do, id6: Jeollanam-do, id7: Gyeongsanbuk-do, id8: Gyeongsangnam-do, id9: Jeju-do.

Table 4. Two-way random effects model.

Variable	Coefficient	p-value
tave8	-112.6199	0.265
tave10	273.493	0.004
constant	5868.161	0.027

tave8: monthly average temperature on August, tave10: monthly average temperature on October

개체 고정효과에 대해서 p값이 0.00으로 유의한 결과가 나타났고, Breusch-Pagan LM검정결과 p값이 0.00으로 시간 확률효과도 유의하다는 결과가 나타났다.

이상 나온 결과를 통해 두 혼합모형들은 합동 OLS모형보다 더 적합하다는 것이 나타났다.

개체와 시간에 대해 모두 확률효과를 적용한 결과 설명변수 중 8월 평균기온은 p값이 0.265로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 10월 평균기온은 0.004로 유의한 것으로 나타났다(Table 4). 우도비(LR: Likelihood Ratio) 검정결과 p값이 0.00으로 확률효과가 나타나지 않는다는 귀무가

설을 기각하기 때문에 이원 확률효과 모형이 합동 OLS모형보다 더 적합한 것으로 나타났다.

위의 검정결과들을 종합하여 보면 고정효과 모형과 혼합효과 모형, 확률효과 모형 모두 합동 OLS 모형보다 더 적합함을 알 수 있었다. 고정효과 모형과 혼합효과 모형, 확률효과 모형들 중 Hausman 검정을 통하여 비교한 결과 고정효과 모형과 확률효과 모형 중에서는 p값이 0.0012로 유의한 것으로 나타나 고정효과 모형이 더 적합한 것으로 나타났다.

혼합모형과 고정효과 모형을 비교한 결과 시간고정 개체확률효과 모형과 고정효과 모형의 비교에서는 Hausman 검정결과 p값이 0.06정도로 0.05이상이므로 개체확률 효과가 포함된 혼합모형이 적합하며 시간확률 개체고정 효과모형의 경우 Hausman 검정결과 p값이 0.24로 0.05를 넘기 때문에 시간확률 효과가 포함된 혼합모형 또한 적합한 것으로 나타났다.

결과적으로 무 생산량에 영향을 미치는 기상요인을 정확하게 분석하기 위해서는 개체 확률효과 또는 시간 확률효과가 포함된 혼합모형이 적합한 것으로 나타났다. 그 이유는 개체효과의 경우 우리나라의 모든 도를 고려하였기 때문에 표본추출이 아닌 모집단이라 볼 수 있을 것이며 시간효과의 경우 전 시기 중 2004-2013년 자료만을 추출하였기 때문에 혼합모형들 중에서는 개체는 고정효과로 시간은 확률효과(Table 3)로 보는 것이 더 적합한 것으로 판단된다.

혼합모형(고정효과: 개체, 시간효과: 확률)에서 예측값과 관측치 간의 R^2의 경우 0.7371로 나타나 가을무 생산량의 74%정도는 8월과 10월 평균기온으로 설명이 가능하였으며, 8월 평균기온이 1℃ 올라 갈 때마다 무의 단수는 428 kg·10a^{-1} 감소하고 10월 평균기온이 1℃ 올라 갈 때마다 438 kg·10a^{-1} 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 KREI(1996)이 가을무의 경우 파종기인 8월부터 수확기인 11월까지 생육단계별 특징이 나타나지 않지만, 9월과 11월의 기온의 상승과 강수량은 수확량을 높이고 8월과 10월의 기온 상승은 수확량을 낮춘다고 한 것과 유사하였다. 연구결과에서 8월 평균기온이 음의 계수가 나타난 이유는 여름기간에 고온에 의해 피해를 입을 확률이 높기 때문이며, 10월 평균기온의 경우 양의 계수가 나타난 이유는 10월이 되면 상대적으로 기온이 많이 내려가는 시기여서 온도가 높을수록 무의 생육이 좋아지기 때문인 것으로 판단이 된다.

이번 연구에서 기상 인자 중 유의한 기상인자만을 적용하기 위해 8월 평균기온과 10월 평균기온만 고려하였지만 앞으로의 연구에서는 무의 생산량에 영향을 미치는 추가적인 기상 인자를 찾아 무 생산량에 미치는 영향을 연구하는 것이 무 수급을 예측하는 기초자료로서 가치가 있을 것이다.

감사의 말

본 연구는 농촌진흥청 국립농업과학원 농업과학기술 연구개발사업(과제번호: PJ00987004)의 지원으로 수행되었습니다.

참 고 문 헌

Berrington A, Smith P, Sturgis P, 2006. An Overview of Methods for the Analysis of Panel Data. ESRC National Centre for Research Methods Briefing Paper.

Cho JH, Suh JM, Jin KH, Kang JS, Hong CO, Lim WT, Lee SG, 2013. The Impacts of High Temperature and Heavy Precipitation Amount on Winter Chinese Cabbage Yields, Journal of Environmental Science International 22(2):235-242. [in Korean]

KATI (Korea Agro-Fishenes & Food Trade Corporation. 2012. Assessed in http://www.kati.net/kati.do on 3 October 2014.

Kim IG, Park KJ, Kim BJ, 2013. Analysis of Meteorological Factors on Yield of Chinese Cabbage and Radish in Winter Cropping System, Korean Journal of Agricultural and Forest Meteorology 15(2):59-66. [in Korean]

KMA (Korea Meteorological Administration). 2009. Assessed in http://www.kma.go.kr on 21 May 2014.

KOSIS (Korean Statistical Information Service). Assessed in http://www.kosis.kr on 1 may 2014.

KREI (Korea Rural Economic InstitutePark). 1996. An Study of Decision-making Factors of Production for Radish and Chinese Cabbage. [in Korea]

KREI (Korea Rural Economic InstitutePark). 2013. Enhancement plan for yield estimation model of chinese cabbage and radish. [in Korea]

Kwon BS, Shin DY, Hwan KH, Shin JS, Kim HJ, Lim JT, 2003. Relationship between Meteorological Elements and Yield of Hot Pepper in Yeosu Area of Korea. The Plant Resources Society of Korea 01:74-78. [in Korean]

Lee HY, Noh SC, 2012. high class statistical analytics. pp 519-534. Beopmunsa. [in Korea]

Min IS, Choi PS, 2012. STAT Advanced Panel Data Analysis. pp. 21-34. Jipilmedia, Korea. [in Korea]

NIHHS (National Institute of Horticultural & Herbal Science). 2013. Study on growth model development of chinese cabbage and radish respond to abnormal weather. [in Korea]