

비선형회귀 분석을 통한 난지형 마늘의 적지기준 설정연구

최원준*, 김용석, 심교문, 허지나, 조세라, 강민구

국립농업과학원 기후변화평가과

(2021년 10월 19일 접수; 2021년 12월 1일 수정; 2021년 12월 22일 수락)

Setting Criteria of Suitable Site for Southern-type Garlic Using Non-linear Regression Model

Won Jun Choi*, Yong Seok Kim, Kyo Moon Shim, Jina Hur, Sera Jo, Mingu Kang

Climate change Assessment Division, National Institute of Agricultural Sciences, 166, Nongsaengmyeong-ro, Iseo-myeon, Wanju-gun, Jeollabuk-do 55365, Republic of Korea

(Received October 19, 2021; Revised December 1, 2021; Accepted December 22, 2021)

ABSTRACT

This study attempted to establish a field data-based write analysis standard by analyzing field observation data, which is non-linear data of southern garlic. Five regions, including Goheung, Namhae, Sinan, Changnyeong, and Haenam, were selected for analysis. Observation values for each observation station were extracted from the temperature data of farmland in the region through inverse distance weighted. Southern-type garlic production and temperature data were collected for 10 years, from 2010 to 2019. Local regression analysis (Kernel) of the obtained data was performed, and growth temperatures were analyzed, such as 0.8 (18.781°C), 0.9 (18.930°C), 1.0 (19.542°C), 1.1 (20.165°C), and 1.2 (21.042°C) depending on the bandwidth. The analyzed optimum temperature and the grown temperature (4°C/25°C) were applied to extract the growth temperature for each temperature by using the temperature response model analysis. Regression analysis and correlation analysis were performed between the analyzed growth temperature and production data. The coefficient of determination(R^2) was analyzed as 0.325 to 0.438, and in the correlation analysis, the correlation coefficient of 0.57 to 0.66 was analyzed at the significance probability 0.001 level. Overall, as the bandwidth increased, the coefficient of determination was higher. However, in all analyses except bandwidth 1.0, it was analyzed that all variables were not used due to bias. The purpose of this study is to accommodate all data through non-linear data. It was analyzed that bandwidth 1.0 with a high coefficient of determination while accepting modeling as a whole is the most suitable.

Key words: TRM(Temperature Response Model), Local regression, Kernel regression, Cultivation areas, Optimum temperature



* Corresponding Author : Won Jun Choi
(cyberdoli@korea.kr)

I. 서 론

전 지구적인 기후변화는 우리 생활권의 변화뿐 아니라 지역 내 농작물 생산 환경에 지대한 영향을 주고 있으며, 이는 점진적으로 가속화되고 있는 실정이다. 마늘의 경우 월동기 이후 생육이 시작되는 기간부터 기온에 영향을 크게 받는 것으로 알려져 있으며, 고온 장일 조건에서 구비대가 진행되는 것으로 알려져 있다 (Bandara *et al.*, 2000; Rahim and Fordham, 2001; Yoon *et al.*, 2014). 또한 마늘은 기후변화에 따라 생산량 변동 폭이 크게 나타나는 작물 중 하나로, 생육기간이 길고 주로 노지재배가 많기 때문에 외부 환경에 대한 영향에 그대로 노출되어 기상조건에 따른 수확량의 변화가 가장 민감한 작물 중 하나이다 (Cortés *et al.*, 2003; Choi and Baek, 2016; Oh *et al.*, 2020).

마늘의 생육에 있어 기온조건은 매우 중요하며, 기후변화에 대응을 위해 생육적온 분석 및 모델링에 대한 연구가 다수 진행되고 있다. Oh *et al.*(2019)의 연구에서 난지형 마늘에서 주·야간 기온이 17/12℃를 유지할 경우 상품성이 높은 마늘을 생산할 수 있을 것이라고 보고하였으며, Wi *et al.*(2017)는 로지스틱 회귀 분석 모델링을 통해 난지형 마늘의 생육적온을 19.5℃로 보고하였다. 마늘의 생육 적온은 18~20℃로 알려져 있으며, 4℃이하 이거나 25℃이상에서는 생육이 정지하는 것으로 보고되고 있다 (Kim *et al.*, 2012). 재배적지 연구는 생육조건이나 생육적온의 문헌조사를 통해 수집된 데이터를 설정하여 연구방법을 설정하는 경향이 나타났다 (Chon *et al.*, 2014; Kim *et al.*, 2012a). 생육조사를 통한 생육적온 연구는 설계된 시험을 통해 보다 명확한 데이터를 얻을 수 있으나 실험 재료와 설계, 방법에 따라 결과가 상이하게 나타나는 경우가 있다. 물론 대부분의 연구에서 기상변화에 따른 생산량의 변화가 높은 상관관계를 보였으며 (Chon *et al.*, 2014; Choi and Baek, 2016; Wi *et al.*, 2017; Xu *et al.*, 2018), 이는 분명 유의미한 연구성과로 볼 수 있다. 재배적지 연구는 기후 모델링이나 토양조건 등의 평가 지표를 통해 적지와 부적지를 판단하는 기준을 적용하였으나 생육조건에 대한 자료는 문헌에 의지하는 경향을 보였다. 최근 극한 온도 발생이 증가함에 따라, 정량적 모델링의 예측은 적지구분 뿐만 아니라 영농활동에 직·간접적 활용도가 크다. 국외의 경우 일찍이 생육적온의 예측이나 기온변화에 의한 고온에서 생육을 설명하기 위해 베타함수모델(BDM)를 이용한 연구가

대표적으로 활용되고 있다 (Hardegree, 2006; Roché *et al.*, 1997; Seefeldt *et al.*, 2002; Yin *et al.*, 1995). Weikai Yan and L. A. Hunt(1999)에 의해 개발된 온도반응모델(Temperature Response Model)은 생육적온과 생육 한계온도를 통해 각 온도에서의 생장률을 계산하는 예측식으로, 고온과 저온상황에 적합한 모델링을 개발하였다.

기온과 마늘의 생육, 재배적지 구분 연구가 다수 보고 되어 있으나, 실험에 따라 변화하는 상이한 자료는 현장적용에 혼란을 줄 수 있다.

이에 본 연구에서는 농업현장데이터인 생산량 데이터를 적용하여 생육모델링을 분석하고자 하였다. 단일 기상만이 아닌 여러 요소에 의해 영향을 받는 현장 데이터는 비선형데이터(non-linear data)로 선형회귀 시 모든 변수에 동일하게 영향을 주어 모델링이 대표성을 띄기 어렵다는 문제가 있다 (Pak, 2015; Choi and Baek, 2016; Kim *et al.*, 2018). 국소회귀분석은 선형회귀와 달리 변수간에 가중치를 계산하여 함수의 국소적 변화를 반영한다. 이를 이용하여 시·군별 생산량과 기온 데이터 간의 국소회귀분석을 진행하였으며, 현장관측자료를 통한 난지형 마늘의 적지기준을 수립하고자 하였다.

II. 재료 및 방법

2.1. 데이터 구득 및 분석방법

난지형 마늘의 생산량 데이터 수집을 위해 농림축산식품부 고시 제2014-68호 “채소류 주산지 지정 기준”에 의거하여 고흥, 남해, 신안, 창녕, 해남 등 5개 지역을 선정하였다. 생육 적온추정을 위해 생산량과 기온 데이터를 2010년도부터 2019년까지 10년간 데이터를 구득하였다. 기온 데이터는 관측소 관측값을 이용하여 역거리가중법(IDW; Inverse Distance Weighting)을 이용하여 전국단위의 기온자료를 추정하였으며, 해발고도, 일사, 도시열섬, 온난대 효과, 냉기류 집적 등의 인자를 보정 및 적용하여 계산하였다 (Kim *et al.*, 2012b; Kim *et al.*, 2015). 이후 토지피복도를 통해 경작지 중 밭에 해당하는 구역의 통계치(평균값)을 통해 연구대상지역의 평균기온을 시·군별로 산출하였다.

기온 데이터는 생산량에 가장 큰 영향을 미치는 기간인 구비대기(4~5월)를 중심으로 (Yoon *et al.*, 2014), 지역별 작기의 차이를 반영하였다. 선정된 5개 시군의 농업기술센터의 담당관을 통해 재배작기를 조사하여

Table 1. Production period between regions

| Country of origin | Production period | |
|-------------------|-------------------|---------------|
| Changnyeong-gun | Early of May | Late of May |
| goheung-gun | Late of April | Middle of May |
| Haenam-gun | | |
| Namhae-gun | | |
| Sinan-gun | | |

생육기간을 Table 1과 같이 설정하였다.

2.2. 생육적온 추정

연구에 사용된 생산량 데이터는 실험을 위한 변수가 설정되지 않은 비선형 자료이기 때문에 선형 회귀에서 기온 데이터가 생산량의 특징을 반영하지 못한다. 국소회귀분석의 경우 선형 회귀와 달리 변수에 가중치를 계산하여 함수의 국소적 변화를 반영한다. 즉 결과값에서 동떨어진 데이터에 대하여 가중치를 조절할 수 있다.

$$\hat{E}(Y|X = x) = \frac{\sum_{i=1}^n K_h(x-x_i)y_i}{\sum_{j=1}^n K_h(x-x_j)} \quad (\text{Eq. 1})$$

국소회귀분석에 활용된 가중치 계산은 Nadaraya (1964)와 Watson(1964)이 제안한 kernel regression (Eq. 1)으로 K는 커널함수, h는 대역폭이다. K(커널함수)는 커널밀도추정 방식을 통해 데이터 밀도가 높은 곳을 추정하여, 대역폭설정 기준에 따라 밀도에 가중치를 계산하여 회귀곡선을 추정하는 식이다. h(대역폭)의 경우 국소회귀계수를 구하는 구간을 설정하는 상수로 0에 근접할수록 변수의 영향을 크게 받으며, 수치가 커질수록 일차 회귀식에 근접해진다.

본 연구에서는 기온과 생산량 데이터분석을 통한 생육적온 추정을 위해 대역폭을 각각 0.8, 0.9, 1.0, 1.1, 1.2로 설정하였다. 이후 대역폭에 따른 국소 회귀분석의 생산량이 최고점이 되는 위치를 추정하여 생육적온을 도출하였다.

2.3. 온도반응모델 분석 및 모델링 검증

국소 회귀분석의 가중치별 생육적온의 검증 및 현장데이터 기반 적지 분석기준을 위해 온도반응모델을 도입하였다. Weikai and Hunt(1999)에 의해 개발된

온도반응모델은 실측데이터와 회귀식, 베타함수모델(BDM)을 통해 수식 개발 및 검증하였다. 온도반응모델은 정해진 최고, 최저 생육 한계온도와 생육적온, 현재기온에 따라 대상작물의 생산량과 일 최대 성장량을 계산하여 생산물을 산출하는 수식이다(Eq. 2). 온도반응모델을 위한 난지형 마늘의 생육적온은 국소회귀분석 시 대역폭 0.8, 0.9, 1.0, 1.1, 1.2의 생육적온 온도를 사용하였으며, 생육한계 온도설정은 선행연구자료와 농업과학원 영농활용정보(RDA, 2014)를 통해 조사된 구비대기의 생육 최저온도와 최고온도를 조사하여 분석에 활용하였다. 이후 온도반응모델의 적합성 검증을 위해 생산량과 온도반응모델간의 상관관계과 기술통계를 실시하여 각 대역폭에 따른 생육적온의 상관성과 왜도와 첨도를 비교하여 모델의 적합성을 파악하였다.

$$\frac{r}{r_{max}} = \left(\frac{T_{max}-T}{T_{max}-T_{opt}} \right) \left(\frac{T-T_{min}}{T_{opt}-T_{min}} \right)^{\frac{T_{opt}-T_{min}}{T_{max}-T_{opt}}} \quad (\text{Eq. 2})$$

- r : Daily rate of growth
- r_{max} : Maximum rate of growth
- T : Temperature
- T_{opt} : optimum temperature
- T_{max} : maximum temperature
- T_{min} : minimum temperature

III. 결 과

3.1. 생육적온 분석결과

생육적온 분석을 위한 국소 회귀분석 결과 대역폭 0.8은 변수에 영향이 크게 작용하여 18.781℃에서 최적기온으로 분석되었으며, 예측된 평균 생산량은 17.427t/ha이었다. 대역폭 0.9는 18.930℃에서 최적기

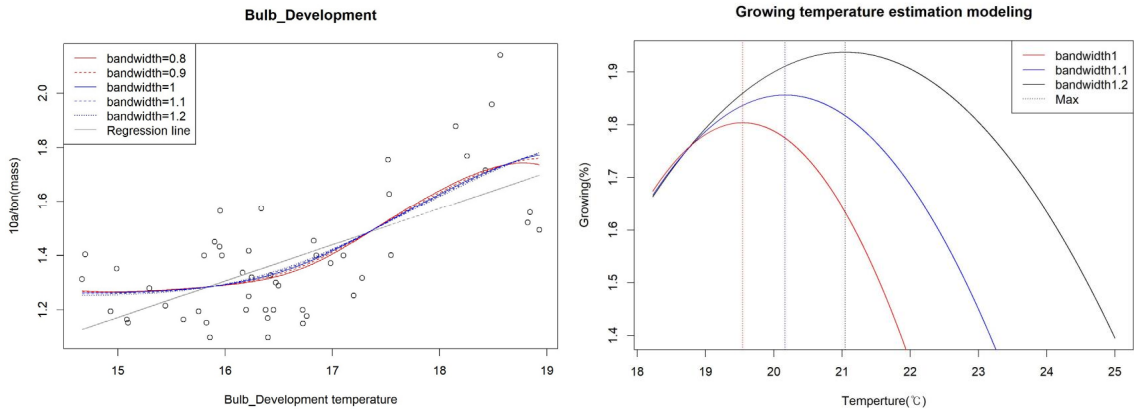


Fig. 1. Local regression analysis between bandwidth. Fig. 2. Bandwidth1.0~1.2 optimum temperature analysis.

Table 2. Optimum temperature by Production period

| | Low Temp | High Temp | Optimum temp |
|-------------------|----------|-----------|--------------|
| Production period | 4°C | 25°C | 18~20°C |

온일 것으로 예측되었으며, 예측된 평균 생산량은 17.598t/ha이었다. 대역폭 1.0이상 에서는 생육적온이 추정치 내에서 분석되지 않아 추가적으로 예측분석을 진행하였다(Fig. 1). 그러나 국소회귀분석의 경우 임의 변수의 Y, X축의 관계치를 구하는 수식으로 예측이 불가하기 때문에 대역폭 1.0의 상승곡선구간을 추출하여 2차회귀식을 통해 최적기온을 예측하였다. 대역폭 1.0 최적 기온예측을 위해 변곡점을 추정하였으며, 마지막 변곡점인 18.226°C부터 예측구간인 18.930°C까지의 상승곡선구간을 추출하였다. 도출된 상승곡선구간의 2차회귀 분석을 진행하였다. Eq. 3을 기반으로 추정된 대역폭 1.0의 생육적온은 19.542°C이며, 예상 최대 생산량은 18.036t/ha이었다. Eq. 4를 기반으로 분석된 대역폭 1.1의 생육적온은 20.165°C이었으며, 예상 최대 생산량은 18.561t/ha이었다. 마지막 Eq. 5를 통한 대역폭 1.2의 생육적온은 21.042°C이었으며, 예상 최대 생산량은 19.375t/ha이었다(Fig. 2).

전반적인 생육적온은 대역폭 1.2(21.042°C)을 제외하고 문헌조사 결과와 비슷한 경향인 18~20°C사이로 분석되었다. 특히 대역폭 1.0에서 Wi, *et al.*(2017)의 연구에서 로지스틱 분석을 통해 도출된 마늘의 생육적온인 19.5°C와 비슷한 경향이 나타났다.

$$y = (-26.84524 + (2.93186 \times x) + (-0.07501 \times x^2)) \quad (\text{Eq. 3})$$

$$y = (-18.71224 + (2.03995 \times x) + (-0.05058 \times x^2)) \quad (\text{Eq. 4})$$

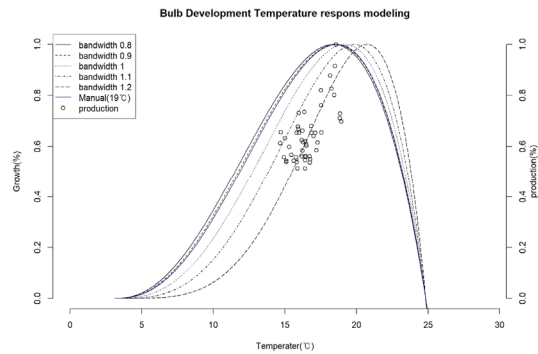


Fig. 3. Temperature Response Model analysis result.

$$y = (-13.40508 + (1.45825 \times x) + (-0.03465 \times x^2)) \quad (\text{Eq. 5})$$

3.2. 온도반응모델분석결과

온도반응모델은 현재기온을 바탕으로 생장 한계온도 설정을 통해 생장률을 계산하는 수식모델로, 본 연구에서는 국소 회귀분석에서 분석된 5개의 생육적온을 적용하여 온도반응모델을 분석하였다. 문헌조사데이터 및 기술서에 의하면 마늘의 구비대기의 생육적온은 18~20°C로 조사되어 중위수인 19°C를 분석에 추가하여, 총 6개의 모델링을 분석하였다(Fig. 3). 생장 한계온도의 설정은 구비대기의 생장이 멈추는 4°C와 25°C(Kim, 2012a)를 적용하여 분석을 실시하였다 (Table 2).

온도반응모델분석결과 전반적으로 대역폭에 따른 생육적온 분석결과가 대역폭이 높을수록 생육적온이 높아지는 경향을 보였다. 반면 대역폭 0.8(18.781°C)과 0.9(18.930°C)는 문헌조사 결과(Manual19°C)와 비슷한 경향을 보였다(Fig. 3).

3.3. 구비대기 온도반응모델 생산량 검증

온도반응모델의 정확도 검증을 위해 생산량 데이터와 회귀분석을 실시하였다(Table 3). 회귀모델의 유의확률은 모든 유형에서 $P < 0.000$ 수준의 유의성을 보여 온도반응모델과 생산량은 유의미한 값을 가지는 것으로 분석되었다. 설명력(R^2)은 온도반응모델에 대입한 생육적온이 가장 높았던 대역폭 1.2가 0.438로 가장 높았으며, 대역폭 1.1에서 0.407로 40%대의 설명력을 보였으나, 대역폭 1.0에서 0.378, 대역폭 0.9에서 0.338, 대역폭 0.8에서 0.325로 감소하는 경향을 보였다. 잔차의 표준오차 또한 대역폭 1.2에서 0.081로 가장 낮았으며, 대역폭 0.8에서 0.089로 가장 높았다. B 값은 대역폭 1.2에서 0.496으로 가장 높은 값을 보였으며, 대역폭 0.8에서 0.427로 감소하는 경향을 보였다. t value 분석결과 대역폭 1.2에서 6.119로 대역폭 0.8에서 4.809이었으며, 오차범위 분석결과 대역폭 이 증가할수록 변수의 오차범위가 줄어드는 것으로 나타났다.

회귀분석결과 대역폭 증가에 따른 생육적온이 증가할수록 생산량 데이터와 밀접한 경향으로 나타났으며, 생육적온이 높게 분석된 대역폭 1.2모델링에서 높은

설명력(R^2)과 낮은 오차로 변수를 가장 잘 설명하는 모델인 것으로 나타났다.

3.4. 온도반응모델 적합성 검증

온도반응모델의 적합성 검증을 위해 생산량을 포함한 온도반응모델의 상관관계 분석과 기술통계를 실시하였다. 상관성 분석결과 모든 최적기온에서 생산량과 생장률 간의 상관관계는 유의수준 0.001수준으로 상관관계가 입증되어 대립가설을 채택하였다. 상관계수에서 모두 양의 상관관계로 나타났으며, 생육적온이 20.165°C로 분석된 대역폭 1.2에서 0.66으로 가장 높았다. 대역폭 1.1에서 0.64, 대역폭 1에서 0.61, 대역폭 0.9에서 0.58, 대역폭 0.8에서 0.57순으로 분석되었다. 문헌조사에서 제시된 19°C에서는 0.59이었다(Fig. 4).

전반적인 경향은 회귀분석과 동일하게 대역폭 이 높을수록 상관관계가 큰 것으로 분석되었다. 그러나 대역폭 1.2는 데이터가 집중되는 구간에서 영향을 크게 받아 생산량과 동일한 경향을 보이는 것으로 나타났다. 실제로 대역폭 1.2는 왜도가 0.51로 분석되어 좌편 향으로 나타났으며, 생산량의 왜도 1.26과 비슷한 경향을 보였다. 반대로 대역폭 0.9의 경우 왜도가 -0.31, 대역폭 0.8에서도 -0.39로 우편 향으로 나타나 상대적으로 고온데이터의 영향을 크게 받은 것으로 분석되었다.

본 연구에서는 현장데이터의 정확도를 높이고 포괄적으로 적용가능한 모델링을 분석하는데 목적이 있다. 그러나 이 같은 편향데이터는 특정구간의 데이터에 영

Table 3. Regression analysis between production and growth rate

| | B | T value | P value | R^2 | sigma |
|---------------|-------|---------|---------|-------|-------|
| constant | 0.647 | 51.472 | 0.000 | 0.325 | 0.089 |
| bandwidth 0.8 | 0.427 | 4.809 | | | |
| constant | 0.647 | 51.971 | 0.000 | 0.338 | 0.088 |
| bandwidth 0.9 | 0.436 | 4.951 | | | |
| constant | 0.647 | 53.62 | 0.000 | 0.378 | 0.085 |
| bandwidth 1.0 | 0.461 | 5.403 | | | |
| constant | 0.647 | 54.901 | 0.000 | 0.407 | 0.083 |
| bandwidth 1.1 | 0.478 | 5.738 | | | |
| constant | 0.647 | 56.415 | 0.000 | 0.438 | 0.081 |
| bandwidth 1.2 | 0.496 | 6.119 | | | |
| constant | 0.647 | 52.19 | 0.000 | 0.344 | 0.088 |
| Manual(19°C) | 0.439 | 5.013 | | | |

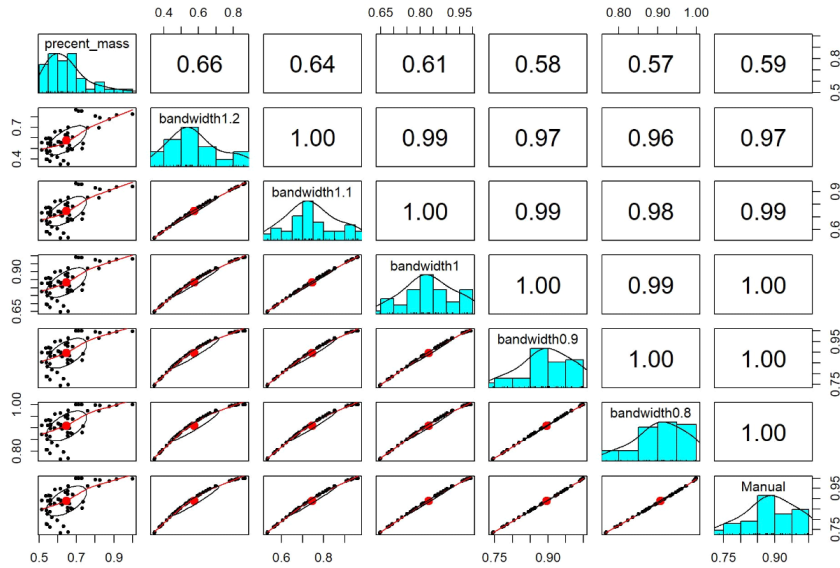


Fig. 4. Correlation analysis between production and growth rate.

Table 4. Descriptive statistics for growth rate data

| | mean | range | min | max | skew | kurtosis | se |
|---------------|------|-------|------|------|-------|----------|------|
| precent_mass | 0.65 | 0.49 | 0.51 | 1 | 1.26 | 1.33 | 0.02 |
| Bandwidth 1.2 | 0.58 | 0.52 | 0.35 | 0.87 | 0.51 | -0.57 | 0.02 |
| Bandwidth 1.1 | 0.74 | 0.43 | 0.53 | 0.96 | 0.21 | -0.72 | 0.02 |
| Bandwidth 1.0 | 0.83 | 0.34 | 0.65 | 0.99 | -0.02 | -0.75 | 0.01 |
| Bandwidth 0.9 | 0.9 | 0.26 | 0.74 | 1 | -0.31 | -0.66 | 0.01 |
| Bandwidth 0.8 | 0.91 | 0.23 | 0.77 | 1 | -0.39 | -0.62 | 0.01 |
| Manual | 0.89 | 0.27 | 0.73 | 1 | -0.27 | -0.68 | 0.01 |

향을 받아 포괄적인 분석모델로 보기 어렵다. 분산분석결과(Table 4)에서 대역폭 1.0에서 -0.02로 편향된 값이 가장 적은 것으로 나타났으며, 대부분의 변수를 포괄하는 것으로 분석되었다. 다만 분포의 경우 대역폭 1.0의 range 0.34보다 대역폭 1.1에서 range 0.43으로 더욱 넓게 분포하였다.

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 농업현장에서 조사되는 생산량 데이터를 기반으로 기온데이터 분석을 통해 생육적온을 분석하고 이를 온도반응모델에 적용하여 현장데이터 기반 적지분석기준을 수립하고자 하였다. 생육적온 분석은 기온데이터와 생산량데이터를 기반으로 모델링과정에서 특정 데이터의 일반화를 최소화할 수 있도록

국소회귀분석(커널회귀)을 실시하였다. 생육적온은 각각 대역폭에 따라 0.8 (18.781℃), 0.9 (18.930℃), 1.0(19.542℃), 1.1(20.165℃), 1.2(21.042℃)로 설정하였다. 생산량과 온도반응모델 간의 상관관계는 대역폭 1.2(21.042℃)에서 가장 높은 것으로 나타났으며, 회귀분석에 의한 설명력, 표준오차 또한 높았다. 그러나, 분산분석과 히스토그램분석에서 대역폭 1.2 (21.042℃)가 편향되는 경향으로 분석되어 대역폭 증가에 따른 국소데이터를 반영하지 못하였다. 이에 생산량을 가장 잘 반영하고 편향되지 않은 대역폭 1.0 (19.542℃)의 온도반응모델이 가장 적합한 것으로 분석되었다. 본 연구에서 분석된 온도반응모델의 경우 실험을 통한 기존 모델링과 다르게 현장데이터를 기준으로 분석이 이뤄졌기 때문에 현장적용에 있어 다소 유리한 경향을 보일 수 있다. 그러나 본연구에 사용된

현장데이터는 주로 남부데이터를 사용하였으며, 더욱 다양한 환경의 양질의 생산량데이터가 수집되어 더욱 정확한 모델링이 가능할 것으로 보인다.

적 요

본 연구는 현장관측자료의 분석을 통해 현장데이터 기반 생육적온 분석 및 재배적지 분석 기준을 제시하고자 하였다. 연구에 활용된 현장 데이터는 고흥, 남해, 신안, 창녕, 해남 등 5개 지역의 난지형 마늘 생산량데이터를 구축하였으며, 관측소별 관측값을 역거리 가중법(Inverse Distance Weighted)를 통해 지역내 농경지 기온데이터를 추출하였다. 데이터 분석에 활용된 기간은 2010년부터 2019년까지 10년간 데이터를 활용하였다. 조사된 생산량과 기온의 국소(Kernel)회귀분석을 통해 생육적온을 분석하였으며, 대역폭에 따라 0.8(18.781°C), 0.9(18.930°C), 1.0(19.542°C), 1.1(20.165°C), 1.2(21.042°C)이었다. 생육적온의 검증 및 재배적지 기준 적용을 위해 온도반응모델을 진행하였다. 분석된 생육적온과 생산량데이터 간의 회귀 분석 및 상관 분석을 수행결과 결정계수(R^2)는 0.325 ~ 0.438로 분석되었으며, 상관관계 분석에서는 유의 확률 0.001 수준에서 상관계수 0.57~0.66로 분석되었다. 전체적으로 대역폭이 증가함에 따라 결정 계수가 더 높아졌으나 대역폭 1.0을 제외한 모든 대역폭에서는 편향된 결과로 일부 데이터가 모델에 크게 영향을 주는 것으로 나타났다. 이에 비선형분석을 통해 모든 데이터가 평이하게 반영된 모델인 대역폭 1.0이 본 연구 목적에 적합한 것으로 분석되었다.

감사의 글

이 연구는 농촌진흥청 국립농업과학원 농업과학기술 연구개발사업(과제번호: PJ01354801)의 지원으로 수행되었습니다.

REFERENCES

- Bandara, M. S., K. Krieger, A. E. Slinkard, and K. K. Tanino, 2000: Pre-plant chilling requirements for cloving of spring-planted garlic. *Canadian Journal of Plant Science* **80**(2), 379-384.
- Choi, S. C., and J. Baek, 2016: Garlic yields estimation using climate data. *Journal of The Korean Data Analysis Society* **27**(4), 969-977.
- Chon, S. U., K. D. Lee., D. Lee., and B. G. Heo, 2014: Vulnerability evaluation of garlic productivity against climate change using CCGIS program at 232 cities and counties in Korea. *Journal of People Plants Environment* **17**(3), 219-227.
- Cortés, C. F., F. M. de Santa Olalla, and R. L. Urrea, 2003: Production of garlic (*Allium sativum* L.) under controlled deficit irrigation in a semi-arid climate. *Agricultural Water Management* **59**(2), 155-167.
- Hardegee, S. P., 2006: Predicting germination response to temperature. I. Cardinal-temperature models and subpopulation-specific regression. *Annals of Botany* **97**(6), 1115-1125.
- Kim, Y. W., M.-W. Jang, S. Hong, and Y. Kim, 2012a: Assessing southern-type garlic suitability with regards to soil and temperature conditions. *Korean Journal of Soil Science and Fertilizer* **45**(2), 266-271.
- Kim, S. O., J. H. Kim, D. J. Kim, and J. I. Yun, 2012b: Wind effect on the distribution of daily minimum temperature across a cold pooling catchment. *Korean Journal of Agricultural and Forest Meteorology* **14**(4), 277-282.
- Kim, S. H., Chung, B. H., and G. H. Lee, 2018: Incremental ensemble learning for the combination of multiple models of locally weighted regression using genetic algorithm. *KIPS Transactions on Software and Data Engineering* **7**(9), 351-360.
- Kim, S. O., J. H. Kim, D. J. Kim, K. M. Shim, and J. I. Yun, 2015: Combined effects of wind and solar irradiance on the spatial variation of midday air temperature over a mountainous terrain. *Asia-Pacific Journal of Atmospheric Sciences* **51**(3), 239-247.
- Nadaraya, E. A., 1964: On estimating regression. *Theory of Probability & Its Applications* **9**(1), 141-142.
- Oh, S. Y., K. H. Moon, M. Shin, and S. C. Koh, 2020: Shoot growth, bulb development and mineral contents of southern-type garlic in response to elevated temperatures in temperature gradient tunnels. *Horticultural Science and Technology* **38**(4), 440-450.
- Oh, S. Y., K. H. Moon., E. Y. Song, and S. C. Koh, 2019: Photosynthesis, growth, and clove formation of southern-type garlic in response to different day/night temperature regimes. *Horticultural Science and Technology* **37**, 696-707.
- Pak, R. J., 2015: Detecting change by nonlinear local

- regression model. *Journal of The Korean Data Analysis Society* **17**(4), 1889-1896.
- Rahim, M. A., and R. Fordham, 2001: Environmental manipulation for controlling bulbing in garlic. *Acta Horticulturae* **555**, 181-188.
- RDA (Rural Development Administration), 2014: <http://www.nongsaro.go.kr/> (2020.09.05.)
- Roché, C. T., D. C. Thill, and B. Shafii, 1997: Estimation of base and optimum temperatures for seed germination in common crupina (*Crupina vulgaris*). *Current Status of the International Herbicide-Resistant Weed Database* **45**(4), 529-533.
- Seefeldt, S. S., K. K. Kidwell, and J. E. Waller, 2002: Base growth temperatures, germination rates and growth response of contemporary spring wheat (*Triticum aestivum* L.) cultivars from the US Pacific Northwest. *Field Crops Research* **75**(1), 47-52.
- Wi, S. W., K. H. Moon., E. Y. Song., I. C. Son., S. J. Oh., and Y. Y. Cho., 2017: Growth and fresh bulb weight model in harvest time of southern type garlic var. 'Namdo' based on temperature. *Journal of Bio-Environment Control* **26**(1), 13-18.
- Yan, W., and L. A. Hunt, 1999: An equation for modelling the temperature response of plants using only the cardinal temperatures. *Annals of Botany* **84**(5), 607-614.
- Yin, X., M. J. Kropff, G. McLaren, and R. M. Visperas, 1995: A nonlinear model for crop development as a function of temperature. *Agricultural and Forest Meteorology* **77**(1-2), 1-16.
- Yoon, D. H., S. Y. Oh, K. W. Nam, K. C. Eom, and P. K. Jung, 2014: Changes of cultivation areas and major disease for spicy vegetables by the change of meteorological factors. *Journal of Climate Change Research* **4**, 47-59.
- Xu, Y., Y. Qiu, and J. C. Schnable, 2018: Functional modeling of plant growth dynamics. *The Plant Phenome Journal* **1**(1), 1-10.
- Watson, G. S., 1964: Smooth regression analysis. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics Series A*, 359-372.