지형자료를 이용한 월별 기온분포의 지구통계학적 분석: 지리산 일대 사례연구

박노옥¹ · 장동호²

¹인하대학교 지리정보공학과 · ²공주대학교 지리학과
(2013년 8월 6일 접수, 2013년 8월 20일 수정, 2013년 8월 30일 게재 확정)

Geostatistical Analysis of Monthly Temperature Distributions using Topographic Data: A Case Study around Jirisan Areas

No-Wook Park¹ · Dong-Ho Jang²

¹Department of Geoinformatic Engineering, Inha University

²Department of Geography, Kongju National University

(Received 6 August 2013, Revised 20 August 2013, Accepted 30 August 2013)

Abstract : This paper generated time-series temperature maps and analyzed the characteristics of temperature distributions from monthly average temperature observations between 2010 and 2011 in Jirisan areas using topographic data and geostatistics. From variogram modeling, all months except May to August showed that the spatial variability of temperature was the greatest along the direction perpendicular to coasts. Monthly temperature has negative correlations with elevation and distances from coasts and especially the correlation between temperature and distances from coasts was very weak in summer like the variogram modeling result. For temperature distribution mapping, kriging with a trend and ordinary kriging were separately applied as a univariate kriging algorithm by considering the spatial variability structures of temperature. Simple kriging with varying local means was applied as a multivariate kriging algorithm for integrating topographic data sets. From the cross validation results, the use of topographic data in spatial prediction of temperature showed the improved predictive performance, compared with univariate kriging. This improvement in predictive performance was dependent mainly on mean and variation values of monthly temperature and the spatial auto-correlation strength of residuals, as well as the correlation between topographic data and temperature. Based on these analysis results, spatial variability analysis using variogram is effectively used to account for spatial characteristics of monthly temperature and the correlation with topographic data. Topographic data can also be a useful information source for reliable temperature mapping.

Key Words : temperature, spatial auto-correlation, kriging, residual, Jirisan

---

1. 서론

기상관측 자료는 기후모델의 검증자료와 일기 예보 및 기후변화 연구의 기초 자료로 주로 활용되고 있다. 최근 기후변화에 따른 기상관측 자료에 대한 관심이 증가하면서 전국 단위의 기상관측 자료와 더불어 지역 단위에서 사용자가 요구하는 기간의 기상정보에 대한 수요 역시 점차 증대되고 있다. 그러나 기상관측 자료를 이용한 기후 및 기후변화 연구에서 문제가 되는 것은 정량적 활용이 가능한 기상관측 자료가 공간적으로 비균질한 분포를 보인다는 것이다(홍기옥 등, 2007). 따라서 광역시도 수준의 지역 단위에서 기후 및 기후변화 연구는 보다 조밀한 공간 단위의 기상관측 자료와 부가 자료를 필요로 한다.

여러 기상관측 자료 중에서 기온분포도는 그동안 크게 2가지 방식으로 제작되어 활용되어 왔다. 첫 번째로는 유인 기상관측소와 AWS(Automatic Weather Station)를 통해 관측된 기온값을 대상으로 원하는 연구지역에 공간 내삽을 수행하여 기온분포도를 제작하는 방식이다. 우리나라에서는 기상청에서 73개의 기상 관측소를 운영하고 있지만, 관측소들이 특정 지역에 집중되어 있거나, 고도 300m 이하에 주로 분포하고 있다(기상청, 2011). 따라서 복잡한 지형과 몬순의 영향 등으로 인해 기온과 같은 기상요소의 시공간적 변동성이 큰 상황을 고려하면, 특정 지역에서는 보다 많은 수의 관측소가 요구된다(박노옥 · 장동호, 2008). 두 번째로는 인공위성 원격탐사 자료로부터 직접적으로 격자 형식의 기온분포도를 생성하는 방식이다. 인공위성에 장착된 열적외선 센서로부터 기온 값을 제공하는 자료로는 Landsat과 MODIS 등이 있다. Landsat의 경우 TM 센서로부터 120m 공간해상도, ETM+ 센서로부터 60m 공간해상도, OLI 센서로부터 100m 공간해상도의 비교적

고해상도 기온 정보 제공이 가능하다. 그러나 16일 주기의 시간 해상도로 인해, 단기간의 기온분포도나 월별, 연 기온분포도 작성이 매우 어렵다. MODIS 자료는 일 단위, 월별, 연별 기온분포도를 제공하지만, 1km 정도의 공간 해상도로 인해 국지적인 기온 분석에는 한계가 있다.

첫 번째 방식과 관련하여, 관측소 자료로부터 특정 지역의 격자 형식의 기온분포도를 작성하기 위해서는 보통 공간 내삽 혹은 공간 예측을 수행하게 된다. 이때 관측값이 존재하지 않는 지점에서는 오차나 불확실성이 포함된다(Goovaerts, 1997). 제한된 관측소 수로 인한 국지적인 특성 분석의 한계는 기온과 연관성이 있는 부가적인 환경 변수를 함께 이용함으로써 일부 극복이 가능한 것으로 보고되고 있다(홍기옥 등, 2007; 박노옥 · 장동호, 2011; 백승균 · 장동호, 2011; 김맹기 등, 2012). 고도, 토지 피복, 해안선으로부터의 거리 등이 이러한 환경 변수에 해당되며, 이들 자료들은 대부분 우리나라 전체에 걸쳐 격자 형식으로 자료 이용이 가능하다(장동호 · 백승균, 2013). 기온과 높은 연관성을 보이면서 전역적으로 이용이 가능한 환경 변수를 함께 공간 내삽에 이용할 경우 보다 높은 정확도의 기온분포도 작성이 가능하다(박노옥 · 장동호, 2008).

이러한 부가 자료를 함께 이용하는 공간 내삽과 관련해서, 지구통계학은 공간 자기상관성 정보의 정량적 모델링과 부가 자료의 통합을 위한 방법론을 제공한다(Journel and Huijbregts, 1978; Deutsch and Journel, 1998; Wackernagel, 2003). 공간 자기상관성 정보는 베리오그램(variogram) 모델링을 통해 정량화되고 베리오그램 모델 자체적으로 공간 패턴 분석에 이용이 가능하며, 이후 공간 내삽 과정에 필요한 가중치 설정에 직접적으로 이용된다. 지구통계학을 대표하는 크리깅(kriging)은 사용 자료의 특성에 대한 다양한 가

정을 가지는 여러 단변량 기법들과 부가 자료와의 통합을 위한 다수의 다변량 기법들을 제공한다(Goovaerts, 1997).

다변량 크리깅과 부가 자료를 이용한 격자형 주제도 생성 연구는 국내외적으로 다양한 응용분야에서 수행되어왔다. 국내에서는 수치표고모델을 이용한 기온 및 강수 분포도 제작(박노옥·장동호, 2008; 백승균·장동호, 2011), 수치표고모델을 이용한 지하수위 분포도 작성(정상용·이강근, 1995), 고해상도 원격탐사 자료를 이용한 퇴적물 입도 분포도 제작(Park *et al.*, 2009), 물리탐사 자료를 이용한 암반등급 분포도 제작(오석훈, 2005), 지질도를 이용한 지화학 원소 분포도 제작(박노옥, 2011a) 등의 연구가 수행되었다. 외국에서는 기상 레이더, 수치표고모델, 습도 및 바람 장 등과 같은 대기 인자 등을 이용한 기온 혹은 강수 분포도 제작 연구가 수행되었다(Creutin *et al.*, 1988; Hevesi *et al.*, 1992; Kyriakidis *et al.*, 2001; Hengl *et al.*, 2011). 이외에도 원격탐사 자료 등을 이용한 토양 유기물 분포도 제작(Simhahan *et al.*, 2006), 지질도를 이용한 지하수 성분 분포도 제작(Goovaerts *et al.*, 2005), 임상도와 토양도를 이용한 산림 바이오매스 분포도 제작(Sales *et al.*, 2007) 등과 같이 다양한 분야에서의 연구 사례가 보고되었다.

이 연구에서는 지구통계학을 기본 방법론으로 적용하여 공간 자기상관성 정보를 이용한 월별 기온 특성 분석, 지형자료와 기온 자료의 연관성 분석 및 다변량 크리깅을 이용한 시계열 기온분포도 작성을 수행하였다. 공간적으로는 해안 지역을 포함하면서 다양한 지형 변화를 나타내는 지리산 일대를 연구대상으로 하였으며, 이 지역내 AWS 관측소에서 관측된 2010년부터 2011년까지의 월별 평균기온을 기본 자료로 이용하였다. 부가 자료로는 자료 이용 가능성과 분석 기법의 적용 가

능성 등을 고려하여 지형 변수로 고도와 해안선으로부터의 거리를 이용하였다. 이 사례 연구를 통해, 대상 지역에서의 월별 기온 자료의 공간 특성을 분석하였으며, 지형자료를 이용하여 월별 기온분포도를 작성하고 전반적인 기온의 공간 패턴을 분석하였다.

2. 연구지역 및 사용자료

1) 연구지역

사례 연구지역은 지리산 국립공원을 포함한 인접지역으로, 행정구역상으로는 전라북도, 전라남도 및 경상남도에 걸쳐 있다. 지리적 좌표는 $126^{\circ}54'10''E \sim 128^{\circ}22'11''E$, $34^{\circ}46'08''N \sim 35^{\circ}51'11''N$ 에 해당되며, $16,069\text{km}^2$ 의 영역을 차지한다(그림 1).

지리산 주변지역은 남한지역 육지에서 가장 높은 산지지역을 이루며, 비교적 해안에 가까운 곳에 위치하여 고도와 해양의 영향을 직·간접적으

그림 1. 연구지역 내 AWS 관측소의 위치도
(배경: 음영기복도, 검은 실선: 해안선, ▲: AWS 관측소)

로 받아 기후나 기상현상이 동일지역 내에서도 다르게 나타난다. 따라서 기온분포도 작성시 고도나 해양으로부터의 거리 등의 중요한 기후인자와 현장관측 자료와의 공간 내삽을 통한 격자형 기후자료 생산을 위한 사례연구지역으로 적합하다고 판단하여 선택하였다.

연구지역 중심에 위치한 지리산 국립공원 일대는 소백산맥의 남쪽 끝자락에 위치하며, 북쪽으로는 덕유산 국립공원과 연결된다. 지리산은 최고봉인 천왕봉(1,915m)을 중심으로 남북방향으로 수많은 능선과 계곡이 발달해 있다. 기반암은 선캄브리아기의 변성암류인 지리산 편마암복합체와 이를 관입한 반력암 및 반상화강암이 주를 이루고 있어 암반의 노출부가 적고 평탄면이 많은 지형학적 특성이 나타난다. 또한 기후적으로도 한랭한 고산지대와 온난한 산록 및 평야지대가 함께 나타나며, 다양한 냉·온대 식물이 생장하기에 좋은 조건을 가지고 있다(박 경, 2003).

2) 사용자료

월별 기온분포도 작성을 위해 연구지역에 위치한 총 51개 AWS 관측소들에서 2010년 1월부터 2011년 12월까지 측정된 총 24개월의 평균기온 자료를 이용하였다(그림 1). 기온 특성과 관련된 환경 변수로는 일반적으로 고도, 해안선으로부터의 거리, 토지 피복, 사면 방위 등을 고려할 수 있다. 고도는 기온의 시공간 변동에 가장 큰 영향을 미치는 환경 변수로 알려져 있는데, 대류권 내에서는 고도가 상승함에 따라 기온이 하강한다. 즉 고지대는 저지대에 비해서 평균기온이 낮고 야간 냉각이 크며, 일평균 기온차가 크다(이승호, 2007). 따라서 고도에 따른 기온체감은 기온 특성 변화의 중요한 환경 변수이다. 해양의 영향을 직접적으로 받는 지역은 내륙에 비해 연교차와 일교차가 모두 적게 나타날 뿐만 아니라 여름이 시

원하고 겨울이 따뜻한 특징이 나타난다. 이러한 해양 효과는 육지에 비해 큰 비열과 증발잠열, 해류, 해수온도 등의 여러 원인으로 발생한다. 따라서 해양으로부터의 거리에 따라 지역적인 기온차가 발생할 수 있어서 해안선으로부터의 거리는 기온분포도 작성을 위한 중요한 환경 변수로 이용될 수 있다.

토지 피복의 경우, 불투수층과 발열의 근원을 가지는 도심지에서는 기온이 상대적으로 높게 나타나며 특히 여름에는 열섬효과가 나타난다. 반면, 산림지 등에서는 상대적으로 기온이 낮게 나타나는데, 산림지의 경우 임상종류 및 임상과 토양과의 혼합비에 따라서 지면의 생·물리적 요소들이 달라져 기온 변화에 직접적으로 영향을 준다(홍기옥 등, 2007). 따라서 지표면의 서로 상이한 토지 피복은 소규모 지역의 기온 특성 분석에 중요한 환경 변수로 작용한다. 이밖에 사면 방위는 산지 사면에 따라 다르게 나타나는 태양 일사량으로 인해 온도가 달라지기 때문에 기온과의 연관성을 가진다.

그러나 토지 피복과 사면 방위를 다변량 크리깅 기법에 이용할 때에는 고려할 점이 있다. 일반적인 다변량 크리깅 기법은 관측소 위치에서의 속성값과 해당 위치에서의 부가 자료의 값 사이의 상관관계 정보를 이용한다. 토지 피복 자료는 범주형 자료에 해당하는데, 만약 대상 지역 내에 존재하는 토지 피복 속성 중에서 관측소가 위치하지 않는 속성이 존재한다면 이러한 상관관계 도출이 불가능하다. 사면 방위는 이론적으로 연속형 자료에 해당하지만, 사면 경사가 0인 평지의 경우에는 별도의 값을 지정해서 처리해야 한다. 이러한 평지를 함께 고려하기 위해 특정 범위값을 기준으로 몇 개의 방위값(예, 북, 북동, 동, 남 등)으로 범주화시켜서 사용한다. 따라서 이러한 경우 사면 방위 자료는 토지 피복과 마찬가지로 범주

형 자료로 간주할 수 있기 때문에, 관측소를 포함하지 않는 사면 방위 속성이 존재할 경우 역시 상관관계 도출이 불가능해진다. 대상 연구 지역에서의 토지 피복과 사면 방위를 관측소 자료와 비교한 결과, 전술한 문제점들이 나타나서 이후 분석에서는 제외하였고, 지형자료로 90m 공간해상도의 고도와 해안선으로부터의 거리를 통합 분석에 이용하였다(그림 2). 해안선으로부터의 거리는 대상 지역의 범위가 넓어 값의 편차가 너무 커지는 것을 방지하기 위해 거리의 제곱근을 이용하였다.

그림 2(a)에서 살펴볼 수 있듯이, 대상 지역은 해안 지역을 포함하면서 다양한 고도 변화 양상을 보인다. 즉, 대상 지역의 고도 특성을 살펴보면, 호남과 영남의 경계를 이루는 소백산맥의 주 능선부를 따라 남북 방향으로 1,000m 이상의 남덕유산(1,507m), 장안산(1,237m), 백운산(1,279m), 삼정산(1,182m), 지리산(1,915m) 등의 높은 산지가 분포한다. 연구지역 북서쪽으로는 노령산맥이 남서방향으로 발달하여 500~1,000 내외의 산지가 발달하였으며, 서쪽 및 남쪽으로는 무등산

(1,187m)과 모후산(919m), 조계산(884m) 등이 독립산지로 발달하였다. 이들 산지와 산지 사이에는 임실, 순창, 남원, 구례, 곡성 등의 침식분지들이 100~200m 내외로 발달하였다. 이밖에 해안 지역에는 100m 내외의 소규모 구릉지와 0~20m 내외의 간석지를 간척한 간척평야들이 발달하여 다양한 고도 분포 특성이 나타난다.

3. 지구통계학적 분석 방법론

1) 베리오그램 모델링

광상학에서 출발한 지구통계학은 공간 자기상관성 정보를 가지는 확률 변수의 조합으로 구성되는 확률 함수 모델에 기반을 두고 있다(Journel and Huijbregts, 1978). 이때 분석 대상 자료에 내재되어 있는 공간 자기상관성 정보는 공간 변동성(variability)을 나타내는 베리오그램을 통해 모델링 혹은 정량화되며, 이후 이 정보를 크리깅과 같은 공간 예측 방법론에 직접적으로 사용한다.

n 개의 기온 자료 $\{z(u_\alpha), \alpha=1, \dots, n\}$ 가 주어져 있

그림 2. 지형 관련 환경 변수(검은 실선: 해안선): (a) 고도, (b) 해안선으로부터의 거리의 제곱근.

을 때, 실험적 베리오그램(experimental variogram)은 이격 거리 h 의 함수로 식 (1)로 표현된다.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{\alpha=1}^{N(h)} [z(u_{\alpha}) - z(u_{\alpha}+h)]^2 \quad (1)$$

여기서 $N(h)$ 는 이격 거리 h 만큼 떨어진 자료쌍의 개수를 나타낸다.

h 는 방향과 거리를 모두 포함하는 벡터이기 때문에, 베리오그램 계산 과정에서 거리와 방향 모두를 고려하며 이를 통해 특정 방향에 따른 변동성 즉 이방성(anisotropy) 유무 여부를 판단할 수 있다. 만약 특정 방향으로의 이방성이 두드러질 경우, 이후 크리깅에서는 탐색 반경의 모양 변경을 통해 이방성 구조를 공간 예측 과정에 반영한다. 또한 지구통계학 분석에서 내재적으로 사용하는 정상성(stationarity) 결정의 적절성 여부의 판단도 가능하여 전통적인 방식의 크리깅 기법을 적용할 것인지, 아니면 비정상성을 반영할 수 있는 크리깅 기법을 적용할 것인지를 결정하게 된다.

2) 단변량 크리깅

부가 자료를 고려하지 않는 단변량 크리깅은 표본 자료가 없는 미지의 지점 u 에서의 확률 변수 Z 의 예측값 $Z^*(u)$ 를 다음과 같이 주변 관측값들의 선형 가중합으로 예측한다.

$$Z^*(u) - m(u) = \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}(u) [Z(u_{\alpha}) - m(u_{\alpha})] \quad (2)$$

여기서 $\lambda_{\alpha}(u)$ 는 α 번째 자료에 부여되는 가중치를 나타내며, $m(u)$ 와 $m(u_{\alpha})$ 는 확률 변수 $Z(u)$ 와 $Z(u_{\alpha})$ 에서의 지역 평균값을 각각 나타낸다.

단변량 크리깅 기법들은 지역 평균에 적용하는 가정에 따라 단순 크리깅(simple kriging), 정규 크리깅(ordinary kriging) 및 경향 크리깅(kriging

with a trend) 등으로 구분할 수 있다(Goovaerts, 1997; Deutsch and Journel, 1998). 이 중 가장 많이 이용되는 정규 크리깅은 지역 평균 $m(u)$ 가 알려져 있지 않지만 국소적 탐색 영역 내에서는 일정하다고 간주하며, 그 적용 식은 식 (3)과 같다.

$$Z_{OK}^*(u) = \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}^{OK}(u) Z(u_{\alpha}) \text{ with } \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}^{OK}(u) = 1 \quad (3)$$

식 (3)의 정규 크리깅 가중치 $\lambda_{\alpha}^{OK}(u)$ 는 비편향 조건과 추정 오차 분산의 최소화 조건을 동시에 만족하면서 합이 1이 되도록 결정된다. 이러한 정규 크리깅 가중치는 식 (4)의 정규 크리깅 시스템을 통해 계산한다(Goovaerts, 1997).

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}^{OK}(u) C(u_{\alpha} - u_{\beta}) - \mu(u) = C(u_{\alpha} - u) \\ \alpha = 1, \dots, n(u) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}^{OK}(u) = 1 \end{cases} \quad (4)$$

여기서 $\mu(u)$ 는 가중치의 합이 1이 되는 제한 조건을 고려하기 위해 필요한 라그랑지안 상수를 나타낸다. $C(u_{\alpha} - u_{\beta})$ 와 $C(u_{\alpha} - u)$ 는 α 번째 자료와 β 번째 자료 사이의 공분산과 α 번째 자료와 추정 위치 u 사이의 공분산을 각각 나타낸다.

정규 크리깅은 정상성의 영역을 국소적 탐색 영역으로 제한하지만, 특정 경우에는 국소 영역에서도 지역 평균이 변할 수 있다. 만능 크리깅(universal kriging)으로도 불리는 경향 크리깅은 이러한 국소 영역 내 지역 평균의 경향을 공간적으로 변하는 좌표계의 함수로 모델링한다.

$$m(u) = \sum_{k=1}^K \alpha_k(u) f_k(u) \quad (5)$$

여기서 f_k 는 미리 정의된 좌표계에 대한 다항식이며, 상수 α_k 는 미지수로 국소 탐색 영역에서는 일정하다고 간주한다. 경향 성분 함수의 형태는 일

반적으로 2차 이하의 다항식을 주로 이용한다.

이러한 지역 평균의 경향성을 경향 크리깅에 반영하면, 식 (6)의 경향 크리깅 식을 얻게 된다.

$$Z_{KT}^*(u) = \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}^{KT}(u) Z(u_{\alpha}) \text{ with } \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}^{KT}(u_{\alpha}) f_k(u_{\alpha}) = f_k(u) \quad k=0, \dots, K \quad (6)$$

경향 크리깅 가중치 $\lambda_{\alpha}^{KT}(u)$ 는 식 (4)의 정규 크리깅 가중치와 마찬가지로 비편향 조건과 추정 오차 분산의 최소화 조건과 동시에 식 (6)의 제한 조건을 동시에 만족하도록 식 (7)의 경향 크리깅 시스템을 통해 계산한다(Goovaerts, 1997).

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}^{KT}(u) C_R(u_{\alpha} - u_{\beta}) + \sum_{k=0}^{K-1} \mu_k^{KT}(u) C_R(u_{\alpha} - u) \\ \alpha=1, \dots, n(u) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}^{KT}(u) = 1 \\ \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}^{KT}(u) f_k(u_{\beta}) = f_k(u) \quad K=1, \dots, K \end{cases} \quad (7)$$

여기서 C_R 은 잔차(residual)의 공분산 함수를 나타낸다.

식 (7)을 식 (4)의 정규 크리깅 시스템과 비교하면, 경향 성분 혹은 지역 평균 모델링에 사용한 다항식이 부가적으로 포함됨을 확인할 수 있다. 또한 정규 크리깅은 원 자료의 공분산 함수(C)를 필요로 하지만, 경향 크리깅은 지역 평균으로 모델링되지 않는 부분인 잔차에 대한 공분산 함수(C_R)를 필요로 하는 차이점이 있다. 일반적으로 첫 번째 경향 함수 f_0 는 1로 놓는데 이 조건은 크리깅 가중치의 합이 1이 되는 정규 크리깅에 해당되며, K 를 0으로 놓으면 식 (6)과 (7)은 각각 식 (3)과 (4)의 정규 크리깅으로 대체된다. 즉 경향 크리깅의 특수 형태가 정규 크리깅에 해당한다.

정규 크리깅이나 경향 크리깅의 적용 여부는 지역 평균의 특성에 따라 결정되어야 한다. 지역 평

균의 특성은 보통 베리오그램 모델링에 따른 특정 방향으로의 경향 성분이 존재하는지 여부로 판단하거나 혹은 대상 자료에 대한 물리적 특성에 대한 이해 등으로 판단하며, 이를 기반으로 적용 크리깅 기법을 선택한다.

3) 다변량 크리깅

고려하고 있는 자료와 상관성이 존재하면서 보다 많은 위치에서 획득된 부가 자료의 이용이 가능할 경우에는 다변량 크리깅을 통해 샘플링되지 않은 지점에서의 예측 능력을 향상시킬 수 있다. 이러한 다변량 크리깅 기법으로는 공동 크리깅(cokriging), 외부 추세 크리깅(kriging with an external drift: KED), 가변적 지역 평균 단순 크리깅(simple kriging with varying local means: SKLM) 등이 있다(Goovaerts, 1997; Deutsch and Journel, 1998; Wackernagel, 2003). KED와 SKLM은 공동 크리깅과 달리 부가 자료가 연구지역에서 전역적으로 획득되었을 때에만 적용이 가능하다.

공동 크리깅에서는 부가 자료가 직접 크리깅 시스템에 반영되어 미지의 값 예측에 사용된다. 반면, KED와 SKLM에서 부가 자료는 외부 추세 혹은 지역 평균 모델링에 간접적으로 사용된다. 부가 자료를 직접적으로 이용하는 공동 크리깅의 경우, 원 변수의 베리오그램 모델과 더불어 고려하고 있는 부가 자료의 베리오그램 및 교차 베리오그램을 필요로 한다. N 개의 자료를 이용할 경우 $N(N+1)/2$ 개의 베리오그램 모델링이 필요하기 때문에 크리깅 적용 이전에 많은 계산량이 요구되며, 범주형 자료를 함께 이용할 수 없다. 경향 크리깅의 확장형인 KED에서는 부가 자료가 외부 추세 혹은 경향 성분 모델링에 사용되는데, 부가 자료가 고려하고 있는 변수와 선형 관계가 존재해야 하는 강한 가정을 필요로 한다. 또한 공동 크리깅과 마찬가지로 범주형 자료를 함께 이용할 수

없다. 반면 SKLM은 단순 크리깅에서 일정하다고 간주하는 평균을 부가 자료로부터 계산된 예측 위치마다 변하는 지역 평균으로 대체하는 방식을 이용한다. 이러한 지역 평균 모델링 과정에서 다수의 연속형 자료와 범주형 자료를 함께 적용할 수 있다. 즉 부가 자료의 개수가 많아지더라도 지역 평균 모델링 과정에서 회귀 분석 등을 한 번 적용하면 되기 때문에 적용이 간편하며, KED와 달리 비선형 관계를 보이는 부가 자료나 범주형 자료에도 적용이 가능한 장점이 있다. 이러한 배경에서 이 연구에서는 지형자료의 이용을 위한 다변량 크리깅 기법으로 SKLM을 이용하였으며, 그 적용식은 식 (8)과 같다.

$$Z_{SKLM}^*(u) = m^*(u) + \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}^{SKLM}(u) [Z(u_{\alpha}) - m^*(u_{\alpha})] \quad (8)$$

여기서 $m^*(u)$ 은 연구 지역 위치별 지역 평균을 나타낸다.

그림 3에 제시한 SKLM의 실제 적용에서는 우선 관측소 위치에서의 자료값과 부가 자료를 이용하여 지역 평균을 계산한다. 대상 속성이 연속형일 경우, 보통 선형 혹은 비선형 회귀분석을 적용한다. 즉 관측 자료 위치에서의 값과 부가 자료

를 대상으로 회귀분석을 적용하여 지역 평균을 얻게 된다. 이 때 얻은 관계식을 연구지역에서 전역적으로 이용 가능한 부가 자료에 적용함으로써 연구지역 전반에 걸친 지역 평균을 얻는다. 식 (8)에 제시된 것처럼 SKLM의 실제 적용 과정에는 원변수값과 지역 평균의 차이인 잔차를 이용하기 때문에 잔차의 베리오그램을 필요로 한다. 표본 자료 위치에서만 잔차를 얻을 수 있으므로, 이후 잔차의 베리오그램을 이용하여 잔차를 대상으로 단순 크리깅을 적용하여 연구지역 전체에 걸친 잔차 성분을 예측한다. 최종적으로 부가 자료를 통해 얻어진 지역 평균과 잔차 성분을 합하여 연구지역의 예측값을 얻게 된다(그림 3).

4) 적용 절차

이 연구에서 적용한 지구통계학 분석 방법론의 적용 절차는 그림 4에 제시하였다. 우선 2010년부터 2011년까지의 월별 평균기온 자료를 대상으로 실험적 베리오그램의 패턴과 2차원 베리오그램 지도(variogram map) 분석을 통해 연구 지역내 기온 자료에 특정 방향으로의 경향성이 나타나는 비정상성 유무를 판단하였다. 이러한 비정상성 특성이 나타날 경우 공간 예측에 경향 크리깅을 적

그림 3. SKLM의 실제 적용 절차

그림 4. 연구수행 절차

용해야 하며, 등방성 패턴을 나타낼 경우에는 정규 크리깅을 적용하게 된다. 그리고 다변량 크리깅 기법인 SKLM의 적용 이전에, 월별 평균기온과 고도 및 해안선으로부터의 거리와의 상관관계를 분석하였다. 상관관계가 두드러질 경우, 이러한 지형자료를 이용한 예측 능력 향상의 효과를 기대할 수 있다. 최종적으로 기온 자료만을 이용하는 단변량 크리깅과 지형자료를 함께 고려하는 다변량 크리깅의 예측 능력의 정량적 검증을 위해 leave-one-out 기반의 교차 검증을 수행하였다. 즉 임의로 한 지점의 자료값을 제외하고, 나머지 자료값만을 이용하여 제외된 위치에서의 값을 예측하는 방식을 연구 지역내 모든 관측 지점에 대해 반복하게 된다. 이를 통해 얻어진 예측값과 참값을 비교함으로써 정량적인 오차 분석이 가능한데, 이 연구에서는 이러한 오차 통계치로 평균 절대오차(mean absolute errors : MAE)를 계산하여 비교 분석에 이용하였다.

4. 분석 결과

1) 월별 평균기온 자료의 베리오그램 분석 결과

총 2년간의 월별 평균기온 자료의 방향에 따른 공간 변동성 패턴을 분석하였다. 다양한 방향에 대한 실험적 베리오그램 작성 이전에 특정 방향에 대한 경향성을 정성적으로 분석하기 위해 2차원 베리오그램 지도를 작성하였다. 그림 5는 주요 월에 대한 2차원 베리오그램 지도를 나타내고 있다.

2010년 1월과 10월의 베리오그램 지도를 살펴보면(그림 5 (a), (d)), 북동-남서 방향으로 강한 연속성이 나타나면서 이에 연직인 북서-남동 방향으로 변동성이 매우 크게 나타남을 확인할 수 있다. 이러한 양상은 2월부터 4월, 9월부터 12월까지 동일하게 나타났다. 반면, 2010년 5월부터 8월까지지는 이러한 특정 방향에 대한 연속성이나 경향성이 나타나지 않는 등방성 구조를 보이고 있다(그림 5 (b), (c)). 2011년에도 5월부터 8월까지지는 등방성 구조를 보이지만, 다른 달에서는 북서-남

그림 5. 주요 월별 2차원 베리오그램 지도: (a) 2010년 1월, (b) 2010년 5월, (c) 2010년 8월, (d) 2010년 10월

동 방향으로의 변동성이 매우 크게 나타났다. 북동-남서 방향은 대체적으로 연구지역내 해안선에 평행인 방향으로, 해안선에 연직인 방향을 따라 즉 해안선으로부터의 거리가 멀어짐에 따라 자료값이 매우 크게 변하는 것을 의미한다. 이러한 특정 방향으로의 변동성 혹은 연속성을 좀 더 살펴보기 위해 이 두 방향에 대해 방향 베리오그램을 작성하였다.

그림 6에 제시한 2010년 1월 자료의 방향 베리오그램을 살펴보면, 그림 5의 2차원 베리오그램 지도에서 확인한 것처럼 북동-남서 방향으로서는 강한 연속성으로 베리오그램 값의 변동성이 작게

나타났다. 반면 연직 방향인 북서-남동 방향으로서는 거리가 멀어짐에 따라 계속적으로 베리오그램이 증가하는 양상을 보이고 있다. 일반적인 베리오그램의 특징인 특정 상관거리까지 변동성이 증가하다 일정해지는 공간 자기상관성 구조가 나타나지 않고 특정 방향으로 자료간 거리가 멀어질수록 베리오그램값이 수렴하지 않고 지속적으로 증가하고 있다. 북서-남동 방향으로의 강한 변동성은 기존 지구통계학에서 내재적으로 가정해온 정상성의 결정을 적용할 수 없음을 의미하며, 비정상성 특성을 고려한 크리깅 기법을 적용해야함을 지시한다. 따라서 이러한 베리오그램 분석을 기

그림 6. 2010년 1월 기온 자료의 방향 베리오그램

반으로 비정상성의 특성을 나타낸 1월부터 4월 및 10월부터 12월 기온 자료에 대해서는 이후 공간 예측에 경향 성분을 모델링할 수 있는 경향 크리깅을 적용하였다. 반면 반대로 정상성의 결정을 대체적으로 따르는 것으로 나타난 5월부터 8월까지의 기온 자료에 대해서는 정규 크리깅을 적용하였다.

2) 지형자료와의 상관성 분석 결과

지구통계학 분석 이전에 월별 평균기온과 고도 및 해안선으로부터의 거리 등 지형자료와의 상관관계 분석을 수행하였다. 지형자료와 월 평균기온의 선형 상관계수를 살펴보면(표 1), 기온과 고도는 음의 상관관계가 존재함을 확인할 수 있다. 즉 고도가 높아질수록 기온이 하강하는 전형적인 양상을 보이고 있다. 그러나 2년에 걸친 선형 상관계수의 크기는 월별 혹은 동일 계절별로도 다소 차이를 보이고 있는데, 2010년에는 11월, 2011년에는 6월에 가장 낮은 선형 상관성을 보이고 있다. 이러한 원인을 밝히기 위하여 본 연구에서는 동일 달의 평균강수량 및 최저·최고기온, 운량 등을 비교하였으나, 특별한 경향성을 파악할 수 없었다. 향후 다른 기후요소 및 해수온도 등의 변화 등과의 관련성 검토를 통해 그 원인을 살펴

볼 필요가 있다.

해안선으로부터의 거리와 기온의 선형 상관성을 살펴보면, 대체로 음의 상관관계를 보이고 있다. 그러나 상관성의 강도는 계절별로 큰 차이를 보이고 있는데, 겨울철과 가을철에 상관성이 강한 것으로 나타났다. 즉 평균 기온이 상대적으로 낮은 겨울철과 가을철 선형 상관성이 가장 높았으며, 5월부터 8월까지 기온이 높아질수록 선형 상관성의 강도가 약해졌다. 이러한 양상은 베리오그램 분석을 통해 5월부터 8월까지의 해안선으로부터의 거리와 무관한 기온 패턴을 보이며, 다른 달에서는 해안선에 연직인 방향으로 강한 변동성이 나타났던 결과와 대체로 일치한다. 2010년과 2011년 모두 6월에 해안선으로부터의 거리와 평균기온과는 선형 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다는데, 이는 전술한 기온과 고도와의 관계에서처럼 향후 그 원인을 검토하고자 한다.

SKLM의 적용시 필요한 지역 평균 도출에는 월 평균기온을 종속변수로, 고도 및 해안선으로부터의 거리를 독립변수로 고려하는 다중 선형회귀분석을 적용하였다. AWS 관측소에서의 고도 및 해안선으로부터의 거리는 서로 약 0.54의 선형 상관계수를 나타내어 실제 다중 선형회귀분석에서는 다중 공선성을 피하기 위해 후방변수선택(backward stepwise variables selection)을 통해 유의미한 독립변수를 추출하였다. 다중 선형회귀분석을 적용한 결과, 2010년과 2011년 모두 5월, 7월 및 8월에 고도만이 유의미한 회귀계수값을 나타냈다. 이러한 변수 선택 결과는 앞선 베리오그램 모델링 결과와 월별 기온과 지형자료와의 상관성 분석 결과와 일치한다. 즉 5월부터 8월까지는 해안선으로부터의 거리 효과가 고도에 비해 상대적으로 미비해서 고도만의 유의미한 변수로 선택되었다. 비록 6월에는 두 변수 모두 유의미한 것으로 선택되었지만, 표 1에 나타난 것처럼 해안선으로부터

표 1. 월별 기온과 고도 및 해안선으로부터의 거리와의 상관계수

상관계수 월(YYYY.MM.)	고도와의 상관계수	해안선으로부터의 거리와의 상관계수	상관계수 월(YYYY.MM.)	고도와의 상관계수	해안선으로부터의 거리와의 상관계수
2010.01.	-0.667	-0.856	2011.01.	-0.652	-0.824
2010.02.	-0.740	-0.819	2011.02.	-0.631	-0.817
2010.03.	-0.801	-0.771	2011.03.	-0.674	-0.763
2010.04.	-0.751	-0.734	2011.04.	-0.649	-0.678
2010.05.	-0.729	-0.432	2011.05.	-0.657	-0.358
2010.06.	-0.643	-0.141	2011.06.	-0.550	0.010
2010.07.	-0.803	-0.324	2011.07.	-0.796	-0.361
2010.08.	-0.835	-0.526	2011.08.	-0.831	-0.514
2010.09.	-0.820	-0.744	2011.09.	-0.788	-0.726
2010.10.	-0.732	-0.832	2011.10.	-0.681	-0.816
2010.11.	-0.602	-0.775	2011.11.	-0.739	-0.764
2010.12.	-0.655	-0.828	2011.12.	-0.669	-0.808

의 거리와의 상관성이 매우 미비하여 결과적으로는 고도에 의한 영향이 매우 크게 반영되었다. 나머지 달에서는 해안선으로부터의 거리가 고도와 함께 기온분포에 크게 영향을 미쳐 모두 유의미한 변수로 선택되었다. 독립변수들의 기온에 대한 설명 능력을 나타내는 결정계수는 고도와 최소 43.2%(2011년 5월)에서 최대 80.6%(2010년 10월)

의 값을 나타내고 있다(표 2). 고도만이 유의미한 변수에 해당하는 달의 경우에는 1개의 변수만을 이용하였기 때문에 결정계수가 상대적으로 낮게 나타난다. 고도와 해안선으로부터의 거리로부터 설명되지 않는 부분은 토지 피복 등 다양한 다른 요인들이 관계될 수 있다. 이 연구에서는 이렇게 회귀분석을 통해 설명되지 않는 부분을 나타내는

표 2. 월별 다중 회귀분석의 결정계수

통계값 월(YYYY.MM.)	결정계수	통계값 월(YYYY.MM.)	결정계수
2010.01.	0.793	2011.01.	0.740
2010.02.	0.797	2011.02.	0.720
2010.03.	0.804	2011.03.	0.679
2010.04.	0.717	2011.04.	0.573
2010.05.	0.531	2011.05.	0.432
2010.06.	0.473	2011.06.	0.435
2010.07.	0.645	2011.07.	0.633
2010.08.	0.697	2011.08.	0.690
2010.09.	0.801	2011.09.	0.749
2010.10.	0.806	2011.10.	0.748
2010.11.	0.649	2011.11.	0.735
2010.12.	0.746	2011.12.	0.730

잔차 성분들의 공간 자기 상관성 정보를 SKLM을 통해 모델링하여 기온분포도 작성에 이용하였다.

3) 단변량 크리깅과 다변량 크리깅의 성능 비교

베리오그램 분석 결과를 바탕으로 평균기온의 공간 예측에 단변량 크리깅을 적용하는 경우, 5월 부터 8월까지의 정규 크리깅을, 나머지 달에 대해서는 비정상성 특성을 고려하는 경향 크리깅을 적용하였다. 정규 크리깅의 적용에 필요한 베리오그램은 전방향 베리오그램을 작성한 후에 모델링을 수행하였다. 경향 크리깅의 경향 성분 혹은 지역 평균 모델링에는 1차 다항식을 이용하였다. 경향 크리깅의 실제 적용시 가장 어려운 점은 크리깅 가중치 결정에 필요한 잔차의 베리오그램 모델링에 있다. 단순 크리깅이나 정규 크리깅의 적용 시에는 연구 지역 전체나 탐색 반경 내에서 정상성의 결정을 적용하기 때문에 원 변수의 베리오그램과 미지의 잔차에 대한 베리오그램을 동일하다고 간주한다. 그러나 경향 크리깅의 경우, 경향 성분 혹은 지역 평균이 공간적으로 변하기 때문에 이러한 정상성의 결정을 적용할 수 없으며, 원 변수의 베리오그램과 잔차의 베리오그램이 서로 다르다. 관측소의 원 평균기온 변수만 가지고 있기 때문에 실제 잔차에 대한 베리오그램을 계산하는 것은 불가능하다(Goovaerts, 1997; Wackernagel, 2003). 이 연구에서는 이러한 경향 크리깅의 가중치 결정에 필요한 미지의 잔차 성분의 베리오그램의 모델링에 Pardo-Igúzquiza(1997)가 제안한 제한된 최소 우도 추정법(restricted maximum likelihood)을 이용하였다. 이 방법론의 실제 적용에 필요한 잔차 베리오그램의 기본 모델은 경향성이 없는 북동-남서 방향의 실험적 베리오그램의 패턴으로부터 추정하였고, 이후 베리오그램의 파라미터들인 너겟 효과, 문턱값 및 상관거리의 추정에는 simplex 기법으로 이용하였다.

SKLM은 추계론적 성분으로 간주하는 잔차 성분에 대해 크리깅을 수행하기 때문에 잔차의 베리오그램 모델을 필요로 한다. 여기서 주의할 점은 경향 크리깅에서는 잔차 성분이 알려져 있지 않지만, SKLM에서는 표본 위치에서 회귀분석 등을 통해 잔차 성분을 가지고 있다는 점이다. 즉 SKLM에서는 표본 위치에서의 자료값에서 회귀분석을 통해 얻어진 지역 평균값의 차이로 잔차 성분을 알고 있다. 따라서 표본 위치에서의 잔차 성분을 이용하여 베리오그램을 모델링하고 이를 잔차의 단순 크리깅 가중치 결정에 사용하였다. 연구 지역내의 AWS 관측소 사이의 거리와 공간 분포를 고려하여 실제 크리깅에는 최소 2개 및 최소 16개의 관측자료를 이용하였으며, 각 월별 탐색 반경의 크기는 베리오그램 모델의 상관거리를 고려하여 다르게 결정하여 크리깅을 수행하였다. 모든 크리깅 기법에서는 부가 자료의 공간해상도인 90m와 같은 격자 간격에서의 값을 예측하도록 하였다.

지형자료를 고려하는 다변량 크리깅 기법인 SKLM과 월별 기온의 변동성을 고려하여 적용한 정규 크리깅 혹은 경향 크리깅의 예측 능력의 상호 비교를 위해 leave-one-out 교차 검증을 수행하였다. 교차 검증을 통한 MAE의 계산 결과는 표 3에 제시하였다. 모든 달에 걸쳐서 지형자료를 고려하는 다변량 크리깅 기법인 SKLM의 예측 능력이 모두 우수한 것으로 나타났다. 정규 크리깅 혹은 경향 크리깅의 MAE에 대한 SKLM MAE의 향상도를 살펴보면, 2년 평균 22.97%의 향상도를 보였으며 최소 12.09%(2010년 11월) 및 최대 36.54%(2011년 8월)의 향상도를 나타내었다. 이러한 교차 검증 결과는 기온과 연관성이 높은 지형자료를 함께 공간 예측에 이용할 경우, 이러한 지형 효과를 반영하면서 상대적으로 예측 능력이 높은 기온분포도 작성이 가능함을 나타낸다.

표 3. 교차 검증에 의한 단변량 크리깅 및 다변량 크리깅의 평균절대오차

월 (YYYY. MM.)	평균절대 오차	단변량 크리깅 (1)	다변량 크리깅 (2)	(1)에 대한 (2)의 향상도 (%)	월 (YYYY. MM.)	평균절대 오차	단변량 크리깅 (1)	다변량 크리깅 (2)	(1)에 대한 (2)의 향상도 (%)
2010.01.		0,732	0,577	21.13	2011.01.		0,946	0,836	16.10
2010.02.		0,610	0,442	27.66	2011.02.		0,801	0,678	15.30
2010.03.		0,606	0,393	35.20	2011.03.		0,729	0,619	15.00
2010.04.		0,577	0,417	27.82	2011.04.		0,671	0,541	19.44
2010.05.		0,530	0,413	22.10	2011.05.		0,534	0,408	23.66
2010.06.		0,566	0,431	23.95	2011.06.		0,594	0,425	28.53
2010.07.		0,560	0,401	28.40	2011.07.		0,534	0,374	29.83
2010.08.		0,542	0,400	26.18	2011.08.		0,544	0,345	36.54
2010.09.		0,567	0,403	28.85	2011.09.		0,672	0,486	27.69
2010.10.		0,640	0,507	20.87	2011.10.		0,712	0,624	12.36
2010.11.		0,766	0,674	12.09	2011.11.		0,577	0,459	20.39
2010.12.		0,694	0,605	12.79	2011.12.		0,789	0,636	19.34

교차 검증 결과의 정성적 해석을 위해 다양한 요인과의 상관성을 부가적으로 분석하였다(표 4). 연구지역내 월별 관측소의 평균 기온과 예측 오차를 살펴보면, 적용 크리깅 기법 모두에서 평균 기온이 높을수록 MAE는 모두 작게 나타났으며, 표준편차가 높을수록 MAE는 크게 나타났다. 평균 기온과 표준편차가 서로 강한 음의 상관관계를 보이는 것을 고려하면, 기온이 높으면서 자료의 변이가 상대적으로 작은 여름철 예측 능력이 가장 높게 나타났으며, 겨울철에는 반대의 양상이 나타났다. 이러한 개별적인 MAE의 양상을 반영하면서 지형자료의 이용에 따른 MAE의 향상도는 평균 기온이 높고, 자료의 변이가 작은 여름철에 상대적으로 두드러졌다. 반면, 지형자료의 기온에 대한 결정계수는 평균 기온이 낮고 자료 변이가 큰 가을 및 겨울철에 상대적으로 높게 나타난다. 이러한 결과는 이미 베리오그램 모델링 결과에서 확인할 수 있듯이 여름철을 제외하고는 지형자료중에서 해안선으로부터의 거리 효과가 두드러지게 나타난 결과와 대체로 일치한다. 그러

나 예상과 달리 MAE의 향상도와 결정계수는 선형 관계성이 나타나지 않고 불규칙한 양상을 보였다. 이러한 결과는 SKLM의 적용 과정과 연관성이 있다. 지형자료의 기온에 대한 영향은 회귀분석을 통해 지역 평균으로 모델링되고, 지형자료로 설명되지 않는 잔차 성분의 예측값이 부가적으로 기온 예측에 영향을 미친다. 따라서 회귀분석의 결정계수가 높다 하더라도, 잔차 성분의 공간

표 4. 교차 검증 결과와 다양한 요인 간의 상관계수

변수	상관계수
평균 기온 vs. 단변량 크리깅의 MAE	-0.775
평균 기온 vs. 다변량 크리깅의 MAE	-0.756
평균 기온 vs. 향상도	0.576
평균 기온 vs. 결정계수	-0.429
평균 기온 vs. 표준편차	-0.823
표준편차 vs. 단변량 크리깅의 MAE	0.904
표준편차 vs. 다변량 크리깅의 MAE	0.897
표준편차 vs. 향상도	-0.683
표준편차 vs. 결정계수	0.618
향상도 vs. 결정계수	-0.046
향상도 vs. 상대적 너겟효과(5-8월)	-0.542

자기상관성 구조에 따라 예측결과가 달라질 수 있다. 지형 효과가 상대적으로 미비했던 여름철의 경우, 일종의 잡음 효과를 나타내는 너겟 효과의 전체 자료 변동에 대한 비율인 상대적 너겟 효과와 -0.542 의 상관관계를 나타냈다. 즉 상대적 너겟 효과가 큰 것은 잔차의 공간 자기상관성의 강도가 약함을 의미하는데, 이 경우 단변량 크리깅

에 대한 MAE의 향상도는 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 SKLM의 적용 결과 해석에는 이렇게 부가 자료의 설명 능력과 더불어 잔차의 공간 자기상관성에 대한 분석을 함께 할 필요가 있다.

4) 계절별 평균기온 분포 특성 분석

가장 예측 능력이 우수한 것으로 나타난 지형자

그림 7. 다변량 크리깅에 의해 작성된 주요 월별 평균기온 분포도
(배경: 음영기복도, 검은 실선: 해안선): (a) 2010년 1월, (b) 2010년 4월, (c) 2010년 7월, (d) 2010년 10월

료를 고려한 SKLM의 예측 결과를 이용하여 연구 지역의 주요 월별 평균기온 분포 특성을 분석하였다(그림 7). 그 결과, 여름철을 제외한 겨울과 봄, 가을에는 전체적으로 1,000m 이상의 산지지역과 내륙분지 지역에 해당하는 임실, 남원, 산청 등지에서 상대적으로 평균기온이 가장 낮게 나타났으며, 반면에 남해안과 인접한 시·군지역과 노령산맥 서사면의 고창, 부안 지역이 비교적 높은 평균기온이 나타났다. 또한 지리산 남쪽지역인 피아골 일대가 모든 계절에 걸쳐 높은 평균기온 값이 나타나고 있다. 이러한 결과는 이 지역에 위치한 AWS(피아골, 791) 지점이 상대적으로 큰 잔차 성분을 보인 것도 원인이지만 현장 측정값들이 주변 지역에 비해 상대적으로 높은 값으로 측정되어 관측오류로 판단된다. 따라서 이 관측지점의 시계열 평균기온 실측값들에 대한 정밀 체크가 필요할 것으로 판단된다.

월별 평균기온 특징을 살펴보면, 1월 평균기온 분포는 높은 산악지역보다 내륙분지지역인 임실, 남원 및 산청지역이 가장 낮은 평균기온 분포를 보였다. 이는 산곡풍이 발달하면서 높은 산지에서 냉기류가 골짜기나 분지에 흘러 내려오면서 냉기호를 형성하는 기온역전층이 형성된 결과인 것으로 판단된다. 반면에 남해 및 서해와 인접한 시·군 지역은 해류(난류)의 영향으로 상대적으로 높은 평균기온이 나타났다.

4월은 전체적으로 1월과 유사한 평균기온 분포 특성이 나타나며, 특히 1,000m 이상의 산지지역에서 낮은 평균기온 분포가 나타난다. 하지만 지리산 동사면의 산청 및 함양지역이 1월에 비해 기온이 더 높아진 것을 파악할 수 있으며, 반면 월출산 남동쪽의 강진 및 장흥지역은 인접 지역에 비해 평균기온이 상대적으로 낮게 나타났다. 평균기온이 높게 나타난 지역은 1월과 유사하지만, 남덕유산 동쪽인 대구지역이 1월 평균기온에 비해

주변지역보다 상대적으로 높게 나타났다.

7월은 산지지역 및 남원, 임실 등의 일부 분지지역을 제외한 모든 연구지역에서 평균기온이 높게 나타났으며, 평균기온의 지역 내 편차도 1.83℃로 가장 낮게 나타났다. 이것은 7월이 전형적인 여름철 기온 특성이 나타난 결과로, 북태평양 고기압의 영향과 장마 및 집중호우 등으로 강수량이 많아지면서 지역별로 평균기온 차가 크지 않은 것으로 판단된다. 이밖에 10월은 봄철에 해당하는 4월과 유사한 평균기온 분포 특성이 보이지만, 분지지역보다는 산지지역에서의 평균기온이 가장 낮게 나타나는 것이 특징적이다.

5. 결론

공간적으로 소수의 지점에서 자료가 획득되는 기온 자료는 연관성이 있는 지형자료와 같은 부가적인 환경 변수를 함께 고려함으로써 분포도 작성의 정확도를 향상시킬 수 있다. 이 연구에서는 지리산 일대의 2010년부터 2011년까지의 월별 평균기온 관측 자료를 대상으로 고도 및 해안선으로부터의 거리와 같은 지형자료를 고려하여 베리오그램 모델링과 다변량 크리깅의 적용을 통해 기온분포의 특성을 분석하였다. 사례연구를 통해 얻어진 분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 베리오그램 모델링 결과, 연구지역에서는 5월부터 8월을 제외하고는 기온분포는 고도와 더불어 해안선으로부터의 거리에 크게 영향을 받아 특히 해안선에 연직인 방향으로 변동성이 매우 크게 나타났다. 이러한 특정 방향으로의 변동성은 지형자료와의 복합 분석을 시사하며, 동시에 단변량 크리깅 기법의 선택 준거로 이용될 수 있다. 이 연구에서는 비정상성의 공간 분포 양상을 반영하기 위해 단변량 크리깅으로 경향 크리깅

을 적용하였다. 크리깅을 이용한 기존 공간 내삽 연구중 일부는 특별한 크리깅 기법의 선택 준거를 고려하지 않고 모든 기법을 일괄적으로 적용하였으나, 이 연구에서처럼 공간 패턴의 분석 이후 적합한 단변량 크리깅 기법을 선택할 필요가 있다.

둘째, 월평균 기온은 지형자료와 밀접한 연관성을 나타내었는데, 고도 및 해안선으로부터의 거리와 모두 음의 상관관계를 나타내었다. 그러나 월별 혹은 계절별로 상관관계의 강도는 달라졌으며, 특히 5월부터 8월 사이에는 해안선으로부터의 거리 효과가 매우 약하게 나타났다. 이러한 결과는 앞선 베리오그램 모델링을 통한 분석 결과와도 일치하였다.

셋째, 지형자료를 다변량 크리깅 기법인 SKLM을 통해 적용한 결과, 고려한 24개월 모두에서 단변량 크리깅에 비해 높은 예측 능력을 보였다. 지형자료를 크리깅 과정에 적용할 경우, 최소 12.09%(2010년 11월) 및 최대 36.54%(2011년 8월)의 MAE의 향상을 보였다. 따라서 지형자료를 함께 이용함으로써 높은 예측 능력을 가지는 월별 기온분포도 작성이 가능함을 확인하였다.

넷째, 지형자료의 이용이 예측 능력의 향상을 가져왔으나 향상 정도는 지형자료의 회귀분석에서의 결정계수와 더불어 평균, 표준편차와 같은 관측소 자료의 기온 특성 및 SKLM 적용에 필요한 잔차 성분의 공간 자기상관성 강도에 의존적인 것으로 나타났다. 따라서 SKLM의 적용 결과를 해석하기 위해서는 부가 자료의 설명 능력과 더불어 고려하고 있는 변수의 값 특성 및 공간 자기상관성 정보를 함께 고려할 필요가 있다.

이 연구에서는 2년간의 시계열 기온 자료의 지구통계학 기반 특성 분석에 공간 자기상관성 정보와 지형자료를 이용하였다. 그러나 기온 자료는 주기적인 변동성을 가지기 때문에 시간 자기상관성 정보 역시 해석 및 예측 성능 향상에 도움이

될 수 있다. 최근 부가 자료와의 통합과 더불어 시공간적으로 자료가 획득되는 자료를 대상으로 시공간 크리깅 기법이 대기오염물질 분포도 제작, 기온 및 강수 분포도 제작 등에 적용되고 있다(박노옥, 2011b; Kyriakidis *et al.*, 2004; Ekstrom *et al.*, 2007; Hengl *et al.*, 2011). 앞으로 시공간 자기상관성 정보와 동시에 다양한 부가 자료를 통합할 수 있는 시공간 다변량 크리깅 기법을 적용하여, 시계열 기온분포도 작성 및 해석 연구를 수행할 예정이다. 기온 분포도의 경우, 그 자체의 해석도 중요하지만 다른 공간 자료와의 통합 모델링의 입력 자료로 활용될 수 있다. 따라서 오차 혹은 불확실성을 포함한 기온 분포도는 최종적인 통합 모델링 결과에도 영향을 미칠 수 있다. 이러한 불확실성 분석과 관련해서 지구통계학은 공간 예측 결과에 수반되는 불확실성 모델링을 위한 방법론을 제공한다. 앞으로 다중 가우시안 접근이나 지시자 접근과 같은 국소적 불확실성 모델링 혹은 추계론적 시뮬레이션을 이용한 불확실성 모델링을 적용해서 지형 자료의 통합 효과가 두드러진 지역의 추출이나 2차 모델링 결과에 미치는 영향을 정량적으로 분석할 예정이다.

사사

이 논문은 기상청 기상지진기술개발사업(CATER 2012-2068)의 지원으로 수행되었습니다. 박노옥의 참여는 2013년도 정부(미래창조과학부)의 재원으로 한국연구재단 기초연구사업의 지원을 받았습니다(NRF-2012R1A1A1005024).

참고문헌

- 기상청, 2011, 한국 기후표 1981~2010, 기상청.
- 김맹기 · 한명수 · 장동호 · 백승균 · 이우섭 · 김연희 · 김성, 2012, 1km 해상도의 관측 격자자료 생산 기술, 기후연구, 7(1), 55-68.
- 박경, 2003, 지리산 성삼재지역의 지질 및 지형경관, 응용지리, 24, 109-123.
- 박노옥, 2011a, 현장 조사 자료의 공간 보간을 위한 다변량 크리깅을 이용한 범주형 자료의 통합, 한국공간정보학회지, 19(4), 81-89.
- 박노옥, 2011b, 시계열 환경변수 분포도 작성 및 불확실성 모델링: 미세먼지 농도 분포도 작성 사례 연구, 한국지구과학회지, 32(3), 249-264.
- 박노옥 · 장동호, 2008, 수치포고모델과 다변량 크리깅을 이용한 기온 및 강수 분포도 작성, 대한지리학회지, 43(6), 1002-1015.
- 박노옥 · 장동호, 2011, 시계열 기온분포도 작성을 위한 시공간 자기상관성 정보의 결합, 한국지역지리학회지, 17(4), 432-442.
- 백승균 · 장동호, 2011, 고해상도 기온 및 강수 분포도 작성을 위한 공동크리깅 적용성 평가, 기후연구, 6(3), 242-253.
- 오석훈, 2005, 암반등급 해석을 위한 비선형 지시자 변환과 3차원 크리깅 기술의 물리탐사 및 시추 자료에 대한 적용, 한국지구과학회지, 26(5), 429-435.
- 이승호, 2007, 기후학, 푸른길.
- 장동호 · 백승균, 2013, 국지기후 예보를 위한 초고해상도 지면정보 데이터베이스 구축, 기후연구, 8(1), 67-79.
- 정상용 · 이강근, 1995, 난지도 매립지 일대의 지하수 위 분포 추정을 위한 복합 크리깅의 응용, 지하수환경, 2(2), 58-63.
- 홍기옥 · 서명석 · 나득균 · 장동호 · 김찬수 · 김맹기, 2007, GIS와 PRISM을 이용한 고해상도 격자형 기온자료 추정, 대기, 17(3), 255-268.
- Creutin, J. D., Delrieu, G., and Lebel, T., 1988, Rain measurement by raingage-radar combination: a geostatistical approach, *Journal of Atmospheric and Oceanic Technologies*, 5(1), 102-115.
- Deutsch, C. V. and Journel, A. G., 1998, *GSLIB: Geostatistical Software Library and User's Guide*, Oxford University Press.
- Ekstrom, M., Kyriakidis, P. C., Chappell, A., and Jones, P. D., 2007, Spatiotemporal stochastic simulation of monthly rainfall patterns in the United Kingdom (1980-87), *Journal of Climate*, 20(16), 4194-4210.
- Goovaerts, P., 1997, *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*, Oxford University Press.
- Goovaerts, P., AvRuskin, G., Meliker, J., Slotnick, M., Jacquez, G., and Nriagu, J., 2005, Geostatistical modeling of the spatial variability of arsenic in groundwater of southeast Michigan, *Water Resources Research*, 41, W07013, doi:10.1029/2004WR003705.
- Hengl, T., Heuvelink, G. B. M., Percec Tadic, M., and Pebesma, E. J., 2011, Spatio-temporal prediction of daily temperatures using time-series of MODIS LST images, *Theoretical and Applied Climatology*, 107(1-2) 265-277.
- Hevesi, J. A., Flint, A. L., and Istok, J. D., 1992, Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics, Part I: structural analysis, *Journal of Applied Meteorology*, 31(7), 661-676.
- Journel, A. G. and Huijbregts, C. J., 1978, *Mining Geostatistics*, Academic Press.
- Kyriakidis, P. C., Kim, J., and Miller, N. L., 2001, Geostatistical mapping of precipitation from rain gauge data using atmospheric and terrain characteristics, *Journal of Applied Meteorology*, 40(11), 1855-1877.
- Kyriakidis, P. C., Miller, N. L., and Kim, J., 2004, A spatial time series framework for simulating daily precipitation at regional scales, *Journal of Hydrology*, 297(1-4), 236-255.
- Pardo-Igúzquiza, E., 1997, MLREML: a computer pro-

- gram for the inference of spatial covariance parameters by maximum likelihood and restricted maximum likelihood, *Computers & Geosciences*, 23(2), 153-162.
- Park, N.-W., Jang, D.-H., and Chi, K.-H., 2009, Integration of IKONOS imagery for geostatistical mapping of sediment grain size at Baramarae beach, Korea, *International Journal of Remote Sensing*, 30(21), 5703-5724.
- Sales, M. H., Souza Jr., C.M., Kyriakidis, P. C., Roberts, D. A., and Vidal, E., 2007, Improving spatial distribution estimation of forest biomass with geostatistics: a case study for Rondonia, Brazil, *Ecological Modelling*, 205(1-2), 221-230.
- Simbahan, G. C., Dobermann, A., Goovaerts, P., Ping, J., and Haddix, M. L., 2006, Fine-resolution mapping of soil organic carbon based on multivariate secondary data, *Geoderma*, 132(3-4), 471-489.
- Wackernagel, H., 2003, *Multivariate Geostatistics: An Introduction with Applications*, Springer.