

기상인자의 주기성 분석 및 일반화 선형모형을 이용한 강수영향분석: 2004KEOP의 한반도 남서지방 8개 지역 기상관측자료사용*

김혜중¹⁾ 엄준근²⁾ 이영섭³⁾ 김영아⁴⁾ 정효상⁵⁾ 조천호⁶⁾

요약

본 연구에서는 2004년 기상청 집중관측기간(KEOP)에 수집된 기상관측자료를 사용하여 한반도 남서지방의 지역별(해남 외 7개 지역) 기상인자들의 주기성과 이들이 강수 현상에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위하여 기술통계와 스펙트럴분석을 사용하여 주기성을 분석하고, 관측기간 및 지역별 랜덤효과를 반영할 수 있는 일반화 선형모형을 제시하여 강수현상에 미치는 기상인자들의 영향을 분석했다. 분석결과에 의하면 기상인자들과 강수현상은 연관성을 가지며 특정주기에 따라 변동하는 것으로 나타났으며, 기상인자들은 지역에 따라 상이한 패턴으로 강수현상에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주요용어: 강수비율, 기상현상, 일반화선형모형, 랜덤효과, 마코프체인 몬테칼로

1. 서론

한반도는 6월에서 8월에 남서풍의 영향으로 해수면 온도가 올라가는 지역이며, 복잡한 해안지방의 지형 때문에 구름형성의 구조가 그 지방의 지리적 특성에 의해 크게 좌우되는 곳이다(김용상 외, 2004). 이로 인해 태풍 및 악기상에 의한 피해가 전체 자연재해의 90%를 상회하고 있으며, 이러한 중규모 악기상에 대한 예보 정확도 향상을 위해서 해상의 관측공백지역과 태풍의 길목인 서남해안 지역에 대한 집중관측이 필요하다. 이를 위해 기상청에서는 로인존데, 에어로존데, 오토존데 등 첨단기상관측장비를 활용하여 대기 및 해양의 입

* 본연구는 기상청 기상연구소의 주요사업인 한반도 악기상 집중관측사업(KEOP)의 지원(2004)으로 이루어졌음.

- 1) (교신저자) (100-715) 서울시 중구 필동 3가26, 동국대학교 통계학과 교수
E-mail: kim3hj@dongguk.edu
- 2) (100-715) 서울시 중구 필동 3가26, 동국대학교 통계학과 교수
E-mail: joonkeun@dongguk.edu
- 3) (100-715) 서울시 중구 필동 3가26, 동국대학교 통계학과 교수
E-mail: yung@dongguk.edu
- 4) (100-715) 서울시 중구 필동 3가26, 동국대학교 통계학과 대학원
E-mail: vndkvndk@dongguk.edu
- 5) (156-720) 서울시 동작구 신대방동 460-18, 기상청 기상연구소장
E-mail: hschung@metri.re.kr
- 6) (156-720) 서울시 동작구 신대방동 460-18, 기상청 기상연구소 예보연구실장
E-mail: choch@metri.re.kr

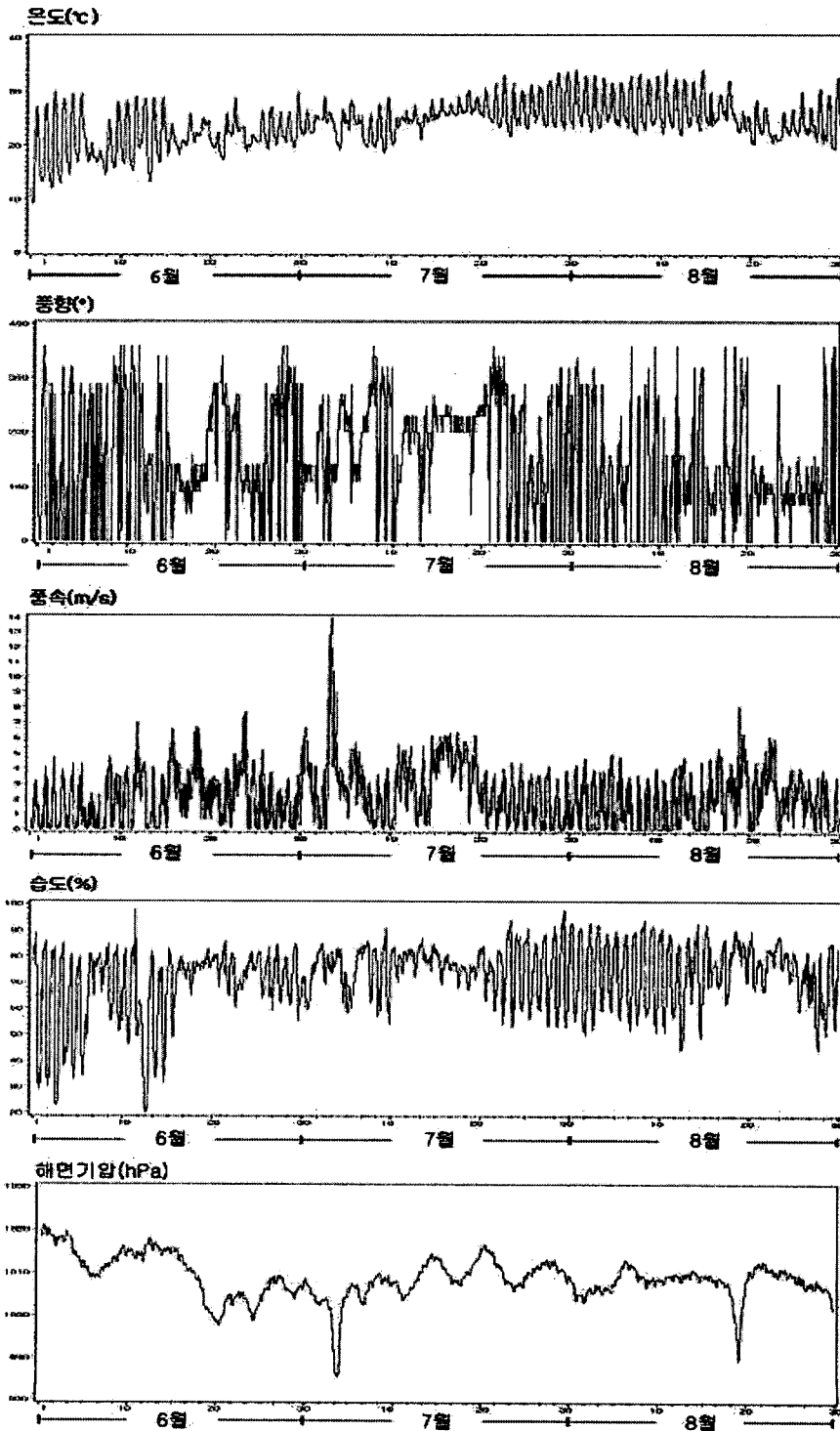
체적인 집중관측자료를 수집하고 분석함과 동시에, 자료동화기술 개선 및 중규모 모델링으로 한반도 악기상 예보능력 향상을 위해 노력하고 있다(김혜중 외, 2004).

기상학 이론에 의하면 일시적으로 발생하는 대류내 구름형성 기간은 1~2일에서 30~60일까지로 다양하다. 전자는 구름 클러스트에 의한 것이고, 후자는 Madden과 Julian(1971)이 제안한 계절간 진동(intra-seasonal oscillations)에 기인하는 것으로 본다. 구름의 형성은 대류의 불안성을 발생케 하고, 이로 인한 대류불안의 지속기간도 다양하다. 국외에서는 이러한 현상을 체계적으로 설명하기 위한 연구가 활발하게 진행되어 왔다. Takayabu(1994)는 적도부근의 대기자료를 이용하여 대류불안 현상을 이론적인 방정식 구조로 설명하려는 시도를 하였고, Nakazawa(1988)는 다양한 대류불안 주기가 서로 연관되어 있으며, 이러한 연관관계는 하나의 계층적 구조를 이룬다는 것을 보였다. 또한, Lau 외(1989)와 Nitta 와 Sekine(1994)에 의하면, 국지적인 기상이나 지리적 조건들에 의해 발생하는 소규모 대류불안이 이러한 계층적 구조를 통하여 엘리뇨현상과 같은 대규모 기상변화에 영향을 줄 수 있다고 보고하였다. 국내에서는 기상청 기상연구소를 중심으로 한반도 대기자료를 사용하여 한반도 내의 대류불안 현상을 설명하고 여름철 집중호우 현상 간에 관련성을 체계적으로 설명하는 연구가 활발히 진행 중이며, 특히 태풍의 길목인 한반도 서남해안 지방에 대한 연구가 주 관심대상 지역이다. 이들 연구는 주로 고층기상관측자료를 분석한 것으로, 이를 위해 상이한 고층기상관측장비를 보유한 기상관측소들을 모두 포함하는 넓은 지역을 연구대상으로 설정하였다. 반면에, 소규모 지역의 국지적 기상현상에 대한 연구는 미진하며, 점차 이 분야의 연구에 관심을 갖는 추세이다.

본 연구는 소규모 지역 연구의 일환으로, 한반도 서남해안 지방에서 기상관측소가 설치된 해남, 여수, 장흥, 흑산도, 광주, 목포, 진도, 완도지역의 지상관측자료를 사용하여, 각 지역의 대류불안현상을 분석하고, 여름철 집중호우현상과의 관련성을 도출하는데 목적을 두고 있다. 이를 위해 집중관측기간(enhanced observation period; 2004년 6월 1일에서 8월 31일까지) 동안 각 관측소의 GAW(ground atmospheric watch)기지에 설치된 장비를 사용하여 관측된 자료로부터 다음 사항들을 분석하였다. 첫째로, 스펙트럴분석을 통해 연구대상 지역에서 관측된 온도, 습도, 해면기압, 풍속, 풍향의 변동주기를 파악하고, 둘째로 복잡한 이동평균을 통해 얻은 각 기상인자의 주기적인 변동패턴을 찾아 그 특징을 상호 비교하며, 마지막으로, 각 기상인자가 강수현상에 미치는 영향을 지역별로 비교 연구하기 위해 지역별 강수비율(주별 강수일수/7일)과 기상인자 간에 관계를 일반화 선형모형으로 설정하고 추정하였다.

2. 강수현상과 지역별 기상현상의 주기적 관련성분석

이 장은 한반도 남서지방인 해남, 여수, 장흥, 흑산도, 광주, 목포, 진도, 완도지역에서 지상관측된 강수현상과 기상현상 간에 연관성을 시계열그림으로 파악하고, 이들의 가진 주기성과 그 변동패턴을 분석하고자 한다. 이를 위해 집중관측기간(6월 1일~8월 31일) 동안 8개 지역의 기상관측소에서 수집한 지역별, 시간대별 온도($^{\circ}\text{C}$), 습도(%), 해면기압(hPa), 풍속(m/sec), 풍향(각도)을 관측한 자료와 강수량(mm/hr)을 사용하였다.



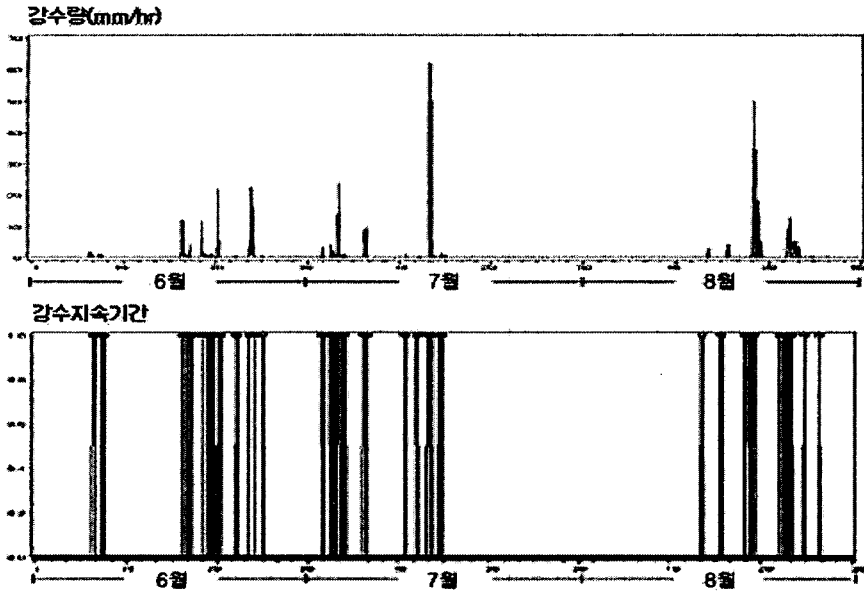


그림 2.1: 기상인자, 강수량, 강수지속기간들의 시계열그림

2.1. 지상관측자료의 시계열그림

강수현상과 기상현상과의 관계를 파악하기 위하여, 해남 외 7개 지역의 집중관측기간에 지상 관측된 시간대별 온도, 습도, 해면기압, 풍속, 풍향, 강수량 및 강수지속기간을 시계열 그림을 작성하였다. 그림 2.1은 집중관측기간 동안 해남지역에서 관측된 온도, 습도, 기압, 풍속, 풍향, 강수량 및 강수지속기간을 시간대별(LST 기준)로 시계열그림을 작성한 것이다. 다른 7개 지역의 시계열 그림도 이와 유사한 형태를 보여 그림에서 제외시켰다. 그림 2.1에 의하면, 2004년 7월 중순에서 8월 초까지에 이르는 긴 기간 동안 강수현상이 없었던 것으로 나타났다. 그리고, 이 기간을 제외하면 해남지역의 강수현상은 약 15일의 주기로 변동하며, 기상요인들이 가진 주기적변동과 연관성이 있음을 알 수 있다. 주기적변동의 연관성은 그림 2.1에 나타난 다음의 사항들에 의해 확인된다. 첫째로, 비강수기간의 온도, 습도, 풍향 및 풍속의 변동패턴은 강수기간의 패턴과 확연한 차이가 있으며, 둘째로, 해면기압은 강수기간이 인접한 비강수기간보다 낮은 기압분포를 보였고, 셋째로, 온도, 풍향 및 풍속이 보인 변동패턴의 진폭은 강수기간이 비강수기간보다 상대적으로 좁았다. 이상의 결과는, 집중관측기간 동안 관측된 한반도 남서지방의 강수현상은 기상인자들의 주기적 변동패턴과 연관성을 가지고 있음을 시사하고 있다.

2.2. 스펙트럴분석에 의한 기상현상의 주기성분석

시계열그림에 나타난 기상현상의 변동패턴이 가진 주기성을 확인하기 위해 스펙트럴분

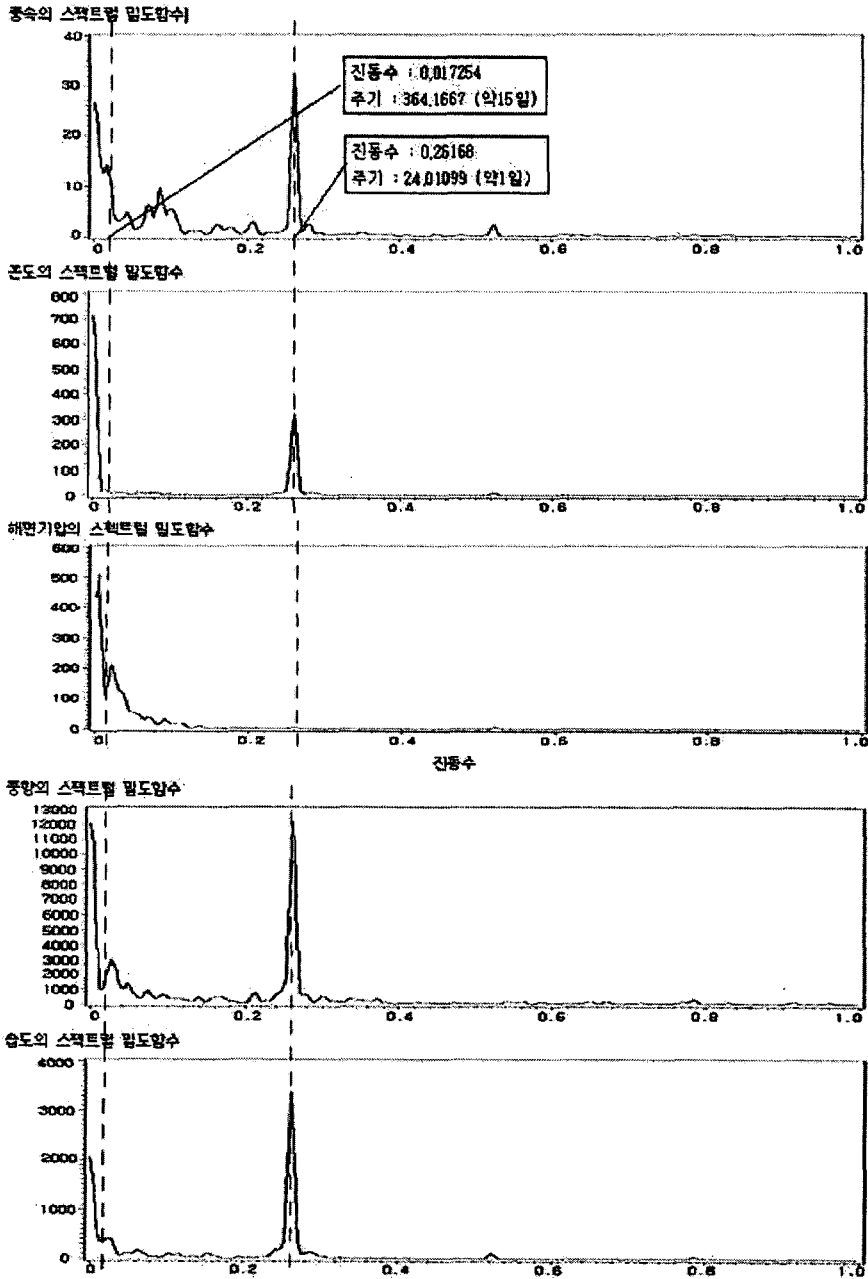


그림 2.2: 기상인자들의 스펙트럴 밀도함수

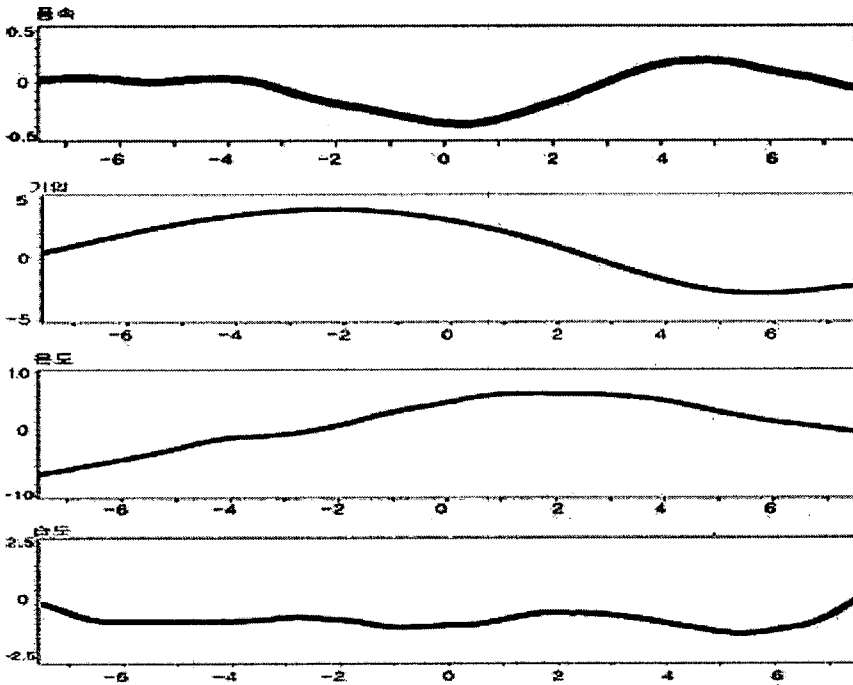


그림 2.3: 해남지역 기상인자들의 주기적 변동패턴

석법으로 그 변동주기를 기상인자별로 계산하였다. 그림 2.2는 해남에서 집중관측기간에 관측된 온도, 습도, 기압, 풍속, 풍향으로부터 계산된 스펙트럴 밀도함수들이다. 그림 2.2에 의하면, 해남지역에서 시간대(LST 기준)별로 관측된 온도, 습도, 기압, 풍속 및 풍향들이 모두 두 종류의 주기를 가졌으며, 그 주기는 짧게는 1일주기, 길게는 15일주기인 것으로 분석되었다. 해남 외 7개 지역의 관측 자료로부터 계산된 기상현상의 스펙트럴 밀도함수들에도 공통적으로 두 개 이상의 유의한 주기적 변동이 나타났으며, 그 대략적인 변동주기들은 목포(1일과 15일), 흑산도(1일과 15일), 진도(1일과 13일), 광주(1일과 13일), 완도(1일과 15일), 여수(1일, 4일과 10일), 장흥(1일과 14일)로 분석되었다. 이상의 스펙트럴 분석결과에 의하면, 한반도 남서지방의 6월~8월의 기상현상은 짧게는 1일, 그리고 길게는 지역별로 상이하나 대략 10일~15일 범위내의 주기를 가지고 변동하였으며, 강수현상의 지역별 변동주기와 거의 일치 한 것으로 나타났다. 이는 앞장의 시계열그림으로부터 얻은 강수현상과 기상현상의 주기적 연관성을 다시 확인해 주는 결과 이다.

2.3. 국면시차분석에 의한 기상현상의 주기적 변동패턴분석

스펙트럴분석에 의해 집중관측기간 동안 한반도 남서지방의 기상인자들은 주기가 대략 1일과 10~15일인 두 종류의 변동을 한 것으로 밝혀졌다. 여기서 유의주기인 1일은 오전과

오후에 따라 변동하는 기상인자들의 단기적 변동패턴을 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 스펙트럴분석 결과는 기상인자들의 변동주기가 지역별로 유사한 것을 확인해 주었으나, 이것으로 기상인자들이 가진 주기적 변동패턴 간에 유사성 및 차이점을 분석하기에는 한계가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 이장에서는 국면시차분석(phase lag analysis)법을 사용하여 각 기상인자가 가진 주기적 변동패턴들 간에 유사점 및 차이점을 분석하였다. 국면시차분석에는 주기가 공통적으로 15일인 해남지역 기상인자들의 시간별 자료를 대상으로 하였다. 그림 2.3은 24(시간)×8(시간) 이동평균을 사용하여 LST기준 8월 6일 0시로부터 8월 21일 24시까지 계산한 각 기상현상의 주기적 변동패턴을 구하고, 이들을 대비시켜 만든 것이다. 분석에 24(시간)×8(시간) 이동평균을 사용한 이유는 다음과 같다. 먼저 24시간 이동평균을 사용하여 기상인자들이 공통적으로 가진 1일 변동패턴을 기상인자 시계열로부터 제거시켰다. 그리고, 48시간 이중이동평균으로 추세성분 및 불규칙변동을 시계열로부터 제거시켜 15일 주기를 가진 변동패턴을 평활곡선으로 구하였다. 그림 2.3의 기준시각은 8월 13일 0시로 정하였고, 8월 6일 0시에서 8월 21일 24시를 국면시차분석의 1 변동주기(15일)로 정했다. 이 기간 동안 해남 기상관측소에서 관측된 최소풍속시점인 8월 13일 12시를 비교시각으로 두고 다음 공식으로 국면시차분석을 하였다.

$$\text{Phase Lag} = \frac{|\alpha|}{\beta}, \quad (2.1)$$

Phase Lag =국면시차, α =(비교시각)-(기상인자의 평활곡선 최저점시각), β =24시간×15일. 그 결과 풍속과 기압의 변동주기의 국면시차는 약 1/3주기(5일)이고, 풍속과 온도는 약 8/15주기(8일), 그리고 풍속과 습도는 약 1/3주기(5일)로 나타났다.

3. 일반화 선형모형에 의한 강수현상에 대한 기상인자의 영향분석

2장에서 도출된 강수현상과 지역별 기상현상의 주기적 연관성을 근거로, 지역별(해남 외 7지역) 기상인자들이 해당지역의 강수현상에 미치는 영향 및 그 패턴을 비교분석하고자 한다. 이를 위해 지상관측자료에 포함된 강수량이나 강수시간을 종속변수로, 기상인자들을 독립변수들로 둔 여러 선형모형들을 고려할 수 있다. 그러나, 그림 2.1의 강수량 시계열그림에 나타난 것과 같이 대부분의 시각에서 강수량 값이 0으로 관측되어, 강수량이나 강수시간을 종속변수로 둔 선형모형으로는 기상인자들의 영향을 유효하게 분석할 수 없다. 이러한 문제를 해결하기 위해 3장에서는, 각 지역의 주별 강수비율에 지역별 기상인자와 주별-지역별 랜덤효과를 동시에 연계시키는 일반화 선형모형을 제시하고, 모형추정방법 및 추정결과에 대해 설명하고자 한다. 여기서 강수비율은 일주일동안에 나타난 강수현상 일수를 비율로 나타낸 것으로, 집중관측기간(6월 1일에서 8월 30일까지)에 관측된 강수량(mm/hr)로부터 13주의 강수비율을 계산하였다. 그리고, 강수비율 계산기간은 2장에서 파악된 강수현상의 주기(약 10~15일)와 기상현상의 주기(약 10~15일) 및 모형추정에 사용될 강수비율의 수를 감안하여 일주일로 결정하였다.

3.1. 일반화선형모형

최근에, 여러 형태의 일반화선형모형을 이용하여 소규모 지역(small geographical area)에서 발생하는 특정 사상의 성공률 또는 비율의 추론에 대한 연구가 활발하게 진행되어 왔다(Nandram, 2000; Pickle, 2000; Fleiss 외, 2003). 본 연구는 이들 모형 중에서 Brillinger (1986)가 제안한 포아송 연결함수모형을 변형시켜 지역별 강수비율에 미치는 기상인자들의 영향을 분석하고자 한다.

집중관측기간 동안(6월 1일에서 8월 30일까지) i 번째 주와 j 지역에서 발생한 강수현상 일수를 d_{ij} 강수비율을 $r_{ij}(d_{ij}/7)$ 이라 하자. 여기서 $i = 1, \dots, 13$, $j = 1, \dots, 8$ 이다. 지역에 붙인 첨자는 해남, 여수, 장흥, 흑산도, 광주, 목포, 진도, 완도의 순서로 값이 주어졌다. 그리고, 위 모형에서 정의된 설명변수들은 각 기상인자 관측값들의 주별-지역별 평균을 사용하여 정의하였다. 즉 $X_{ij} = (\text{온도}_{ij}, \text{해면기압}_{ij}, \text{습도}_{ij}, \text{풍속}_{ij}, \text{풍향}_{ij})$ 를 i 번째 주에서 관측된 j 지역의 평균(표준화된 관측값들의 평균) 기상인자벡터라 하자. d_{ij} 와 설명변수벡터인 X_{ij} 간의 인과관계에 미치는 주별-지역별 랜덤효과를 고려하여, d_{ij} 와 X_{ij} 를 포아송연결함수로 연결하면

$$d_{ij}|n, \lambda_{ij} \sim \text{Poisson}(n \lambda_{ij}), \quad (3.1)$$

$$\ln \lambda_{ij} = X'_{ij} \beta_j + \nu_{ij}, \quad i = 1, \dots, 13; j = 1, \dots, 8,$$

$$\nu_{ij} | \sigma_j^2 \sim N(0, \sigma_j^2)$$

으로 정의되는 일반화 선형모형을 설정할 수 있다. 여기서 λ_{ij} 와 ν_{ij} 는 j 지역에서 발생하는 i 번째 주의 모집단의 강수비율과 랜덤효과를 각각 나타내고, β_j 는 j 지역의 회귀계수벡터를 나타낸다. 여기서 ν_{ij} 는 d_{ij} 에 영향을 미치나 설명변수벡터 X_{ij} 가 반영하지 못하는 기상인자들의 주기적변동과 지역별로 서로 다른 지형적 특성을 나타내는 랜덤효과이다. 그러므로, 모형 (3.1)은 그 모형에 주별-지역별 랜덤효과를 포함하고 있다는 점에서 Brillinger (1986)모형과 차별된다.

3.2. 모형추정

모형 (3.1)는 γ_{ij} 들의 결합확률분포가 복잡하여, 빈도론적인 접근법(frequentist approach)에 의해 모형을 추정하기에는 어려움이 있다. 이에 베이지안 접근법으로 추정하는 방법을 고려하자.

모형 (3.1)의 우도함수는

$$L(\beta_j, \phi_{ij}, \tau_j^2, i = 1, \dots, 13, j = 1, \dots, 8) \propto \exp\left(\sum_{i=1}^{13} \sum_{j=1}^8 (d_{ij} \phi_{ij} - 7 \exp(\phi_{ij}))\right) \quad (3.2)$$

이다. 여기서, $\phi_{ij} = \ln \lambda_{ij}$ 이고, $\tau_j^2 = \sigma_j^{-2}$ 를 나타낸다. 모형 (3.1)의 모수들에 대한 사전분포를 각각 $\tau_j^2 \sim^{iid} \text{Gamma}(a/2, 2/b)$ 와 $\pi(\beta_j) \propto \text{constant}$ 로 가정하고, 랜덤효과들의 분포가 $\nu_{ij} | \tau_j^2 \sim^{iid} N(0, \tau_j^{-2})$ (단, $\tau_j^2 = \sigma_j^{-2}$ 그리고 $\nu_{ij} = \phi_{ij} - X'_{ij} \beta_j$) 임을 고려하면, β_j , ϕ_{ij} 및

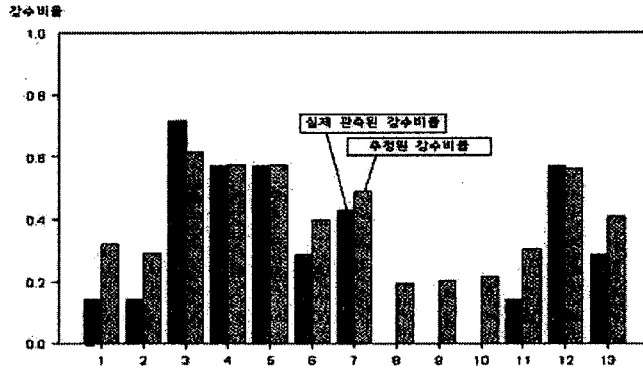


그림 3.1: 해남지역 주별 강수비율 추정결과

τ_j^2 의 결합사후확률분포는

$$P(\beta_j, \phi_{ij}, \tau_j^2 \mid d_{ij}, i = 1, \dots, 13, j = 1, \dots, 8) \quad (3.3)$$

$$\propto \prod_{j=1}^8 \tau_i^{(a+13-1/2)} \exp\left(-\frac{\tau_j^2(\sum_{i=1}^{13}(\phi_{ij} - X'_{ij}\beta_j)^2 + b)}{2}\right)$$

으로 복잡한 분포형태를 보인다. 따라서, (3.3)에 대한 연속적인 적분으로 $\beta_j, \phi_{ij}, \tau_j^2$ 의 주변 사후확률분포를 분석적으로 정확히 구하고, 이를 토대로 $\beta_j, \phi_{ij}, \tau_j^2$ 에 대한 베イズ추론을 하는 데는 어려움이 따른다. 이에 본 연구는 주변사후확률분포의 유도없이 마코프체인 몬테칼로를 사용하여 수치적으로 이들의 베イズ추론을 할 수 있는 방법인 Metropolis-Hasting 표집법(Chip과 Greenberg, 1995)을 사용하고자 한다. 이 표집법에 사용될 각 모수들의 조건부사후확률을 (3.3)으로 구하면 다음과 같다:

$$\beta_j \mid \tau_j^2, \phi_{ij}, d_{ij} \sim N\left(\left(\sum_{i=1}^{13} X_{ij}X'_{ij}\right)^{-1} \sum_{i=1}^{13} X_{ij}\phi_{ij}, \tau_j^{-2}(X_{ij}X'_{ij})^{-1}\right), \quad (3.4)$$

$$\tau_j^2 \mid \beta_j, \phi_{ij}, d_{ij} \sim \text{Gamma}\left(\frac{a+13}{2}, \frac{2}{b + \sum_{i=1}^{13}(\phi_{ij} - X'_{ij}\beta_j)^2}\right), \quad (3.5)$$

$$P(\phi_{ij} \mid \beta_j, \tau_j^2, d_{ij}) \propto \exp\left(\left(d_{ij}\phi_{ij} - n\exp(\phi_{ij})\right) - \frac{(\phi_{ij} - X'_{ij}\beta_j)^2}{2\tau_j^{-2}}\right). \quad (3.6)$$

위의 조건부 사후확률분포 (3.6)에 Metropolis 표집을 적용하면, (3.4), (3.5), (3.6)의 분포들로부터 차례로 표집하는 Metropolis-Hasting 표집법이 설정된다.

3.3. 모형추정결과 해석

집중관측기간(6월 1일에서 8월 30일까지)인 13주 동안 해남, 여수, 장흥, 흑산도, 광주, 목포, 진도, 완도에 설치된 지상관측소로부터 관측된 LST 시간당 강수량 자료로부터 지역

표 3.1: 해남지역의 주별 강수비율 추정결과

i	date	r_{ij}	$\hat{\lambda}_{ij}(\text{bayes})$	$\hat{\lambda}_{ij}(\text{bayes})$ 의 표준오차
1	6.01-6.07	0.14586	0.31940	0.00562
2	6.08-6.14	0.14286	0.29160	0.00523
3	6.15-6.21	0.71429	0.61647	0.00647
4	6.22-6.28	0.57143	0.57380	0.00628
5	6.29-7.05	0.57143	0.57441	0.00649
6	7.06-7.12	0.28571	0.39859	0.00611
7	7.13-7.19	0.42857	0.48863	0.00658
8	7.20-7.26	0.00000	0.19483	0.00413
9	7.27-8.02	0.00000	0.20324	0.00446
10	8.03-8.09	0.00000	0.21473	0.00432
11	8.10-8.16	0.14286	0.30283	0.00522
12	8.17-8.23	0.57143	0.56277	0.00646
13	8.24-8.30	0.28571	0.41062	0.00630

별-주별로 강수비율(γ_{ij}) 계산하였다. 이와 함께, 매 시간 측정된 온도, 습도, 기압, 풍속 및 풍향자료를 표준화시킨 후 계산한 지역별-주별 평균값을 설명변수벡터(X_{ij})로 사용하여 모형 (3.1)을 설정하였다. 설정된 모형은 이미 설명한 Metropolis-Hasting 표집법으로 추정하였으며, 추정에 필요한 초모수(hyperparameter)들의 값은 $a = b = 0.002$ 로 설정하였다. 이 값들은 τ_j^2 의 무정보적 사전분포를 반영하기에 적절한 것으로, Ghosh 외(1998)가 제안하여 현재 일반적으로 사용되는 값이다. 그리고, 조건부 사후확률분포인 (3.6)에서의 Metropolis 표집에는 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 정규분포를 사용한 확률보행(random walk) Metropolis 표집 사용하였으며, $\sigma^2 = 1$ 일 때 채택률이 0.54로 양호하였다.

Metropolis-Hasting 표집의 수렴성에는 CODA(Convergence Diagnosis and Output Analysis Software for Gibbs sampling)에 내장된 수렴성 진단도구인 Geweke(1992)의 Z-검정법과 Gelman과 Rubin(1992)의 축소인자(shrinkage factor)를 사용하였다. 이에 의하면 5000회 이내의 Metropolis-Hasting 반복표본에서 모든 모수들의 표본이 주변사후확률분포로 수렴하는 것으로 확인되었다. 첫 5000회의 반복표본을 Metropolis-Hasting 반복표집의 “burn-in”으로 잡고, 표본들의 자기상관을 고려하여, 그 이후 표본에서부터 10회의 반복 간격마다 표본을 택하는 계통추출법으로 총 1000개의 Metropolis-Hasting 독립표본을 얻었다.

한정된 지면관계로 독립표본을 사용하여 해남지역의 강수비율(λ_{ij})을 베이즈추정한 결과만 그림 3.1와 표 3.1에 나타내었다. 추정에 의하면, 해남지방에서 실제 관측된 강수비율이 추정된 주별 강수비율의 $2 \times$ 표준편차($\sqrt{\hat{\lambda}_{ij}/7}$) 범위 내에 모두 포함되었으며, 해남의 7개 지역의 강수비율 추정결과도 동일하였다. 이는 제안된 모형이 지상관측자료의 설명에

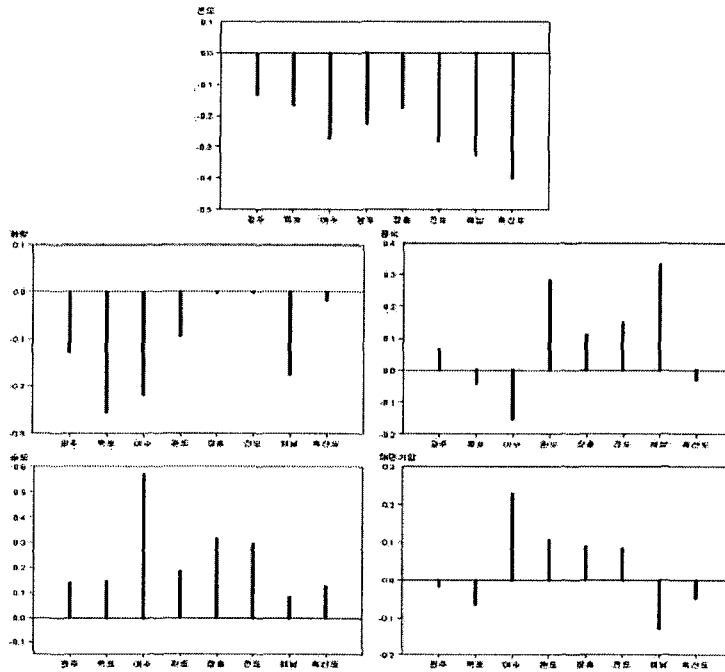


그림 3.2: 8개 지역 기상인자들의 표준화회귀계수 추정값 패턴

표 3.2: 8개지역 기상인자들의 표준화회귀계수 추정값

지역	변수		온도	풍향	풍속	습도	해면기압
	결과						
목포	$\hat{\beta}_i$ (bayes)		-0.16491	-0.25501	-0.04022	0.14504	-0.06414
	표준오차		0.00548	0.00535	0.00575	0.00802	0.00658
옥산도	$\hat{\beta}_i$ (bayes)		-0.40076	-0.01803	-0.02967	0.12427	-0.0466
	표준오차		0.00695	0.01090	0.00605	0.01051	0.00873
진도	$\hat{\beta}_i$ (bayes)		-0.28160	-0.00136	0.15000	0.29431	0.08342
	표준오차		0.00649	0.00628	0.00661	0.00845	0.00711
광주	$\hat{\beta}_i$ (bayes)		-0.13078	-0.12873	0.06470	0.13828	-0.01526
	표준오차		0.00535	0.00634	0.00758	0.01073	0.00672
완도	$\hat{\beta}_i$ (bayes)		-0.22729	-0.09401	0.28078	0.18417	0.10690
	표준오차		0.00586	0.00622	0.00741	0.00859	0.00751
여수	$\hat{\beta}_i$ (bayes)		-0.27310	-0.21710	-0.15273	0.56970	0.22836
	표준오차		0.00679	0.00709	0.00813	0.01168	0.00892
해남	$\hat{\beta}_i$ (bayes)		-0.32579	-0.17457	0.33164	0.08190	-0.12718
	표준오차		0.00831	0.00760	0.00864	0.00972	0.00630
장흥	$\hat{\beta}_i$ (bayes)		-0.17270	-0.00264	0.11129	0.31453	0.08793
	표준오차		0.00598	0.00622	0.00724	0.00773	0.00822

적합하며, 기상인자들이 강수비율에 미치는 영향을 분석하기에 적당한 것임을 나타내고 있다. 이를 확인하기 위해, 제안된 모형 (3.1)과 Brillinger(1986) 모형 (모형 (3.1)에서 랜덤효과를 제거해서 얻은 모형)의 적합도를 비교하였다. 적합성 비교기준으로는 Waller 외(1997)가 제안한 사후기대에측값편차(posterior expected predictive deviance)들로 계산하는 모형의 적합도기준을 사용하였다. 기준에 의하면, 제안된 모형 (3.1)의 적합도는 13.732으로 Brillinger 모형의 적합도 15.814보다 작은 값을 가져, 본 연구에서 고려하는 지상관측자료의 설명에 모형 (3.1)이 Brillinger 모형보다 더 적합한 모형으로 판단되었다.

기상인자들이 강수비율에 미치는 주별-지역별 영향을 모형 (3.1)에 의해 추정한 결과를 그림 3.2와 표 3.2에 나타내었다. 추정결과와 분석내용은 다음과 같다. 첫째로 Bonferroni 다중비교법으로 표준화회귀계수값들의 차이를 검정한 결과, 한반도 남서지방 기상인자들이 강수현상에 미치는 영향은 표 3.3에서 p -값이 .001보다 큰 11경우를 제외하고는 지역별 (해남 외 7개 지역)로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 둘째로, 알려진 바와 같이 습도는 강수현상에 양의(positive) 영향, 온도와 풍향은 음의(negative) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면에, 풍속과 해면기압이 강수현상에 미치는 영향은 지역에 따라 양의 영향과 음의 영향이 교차됨을 보였다. 셋째로, 각 지역에 따라 강수현상에 미치는 기상인자들의 영향은 서로 다른 패턴을 보였다. 이들 영향의 패턴이 유사한 지역을 그룹화 시키면, (완도, 장흥, 진도) 그룹, (해남, 광주)그룹, (목포, 흑산도)그룹, (여수)그룹으로 분류 된다. 넷째로, 강수현상에 미친 기상인자들의 영향은 지역별로 차이가 있으며, 흑산도에서는 온도, 목포는 풍향, 해남은 풍속, 그리고 여수에서는 습도 및 해면기압이 타 지역보다 큰 영향을 준 것으로 나타났다.

4. 요약 및 결론

본 연구에서는 한국기상청에서 2004년 집중관측기간 동안(6월 1일~8월 31일) 관측한 한반도 남서지방의 해남 외 7개 지역의 지상관측자료를 사용하여 강수현상과 기상현상과의 연관성을 밝히고, 그 연관성을 사용하여 강수현상에 미치는 기상인자들의 영향을 통계적으로 분석하였다. 이를 위해, 먼저 해남 외 7개 지역의 지상관측자료로 부터 얻은 강수량, 강수기간, 풍속, 풍향, 온도, 습도, 해면기압의 관측시점을 LST시점으로, 관측시간 간격을 1hr로 통일시켜 상호 연관성의 비교가 용이하게 하였다. 이들의 시계열 그림을 통해 기술통계적인 방법으로 연관성을 분석한 결과 이들 지역의 강수현상과 기상현상들 간에 유의한 관련성 보였고, 이들 현상은 주기성을 가지고 변동하는 패턴을 보였다. 이러한 주기성을 스펙트럴분석으로 검증한 결과 해남 외 7개 지역의 기상인자들은 약 1일의 주기와 약 10~15일 범위내의 주기를 가진 두 종류의 변동패턴을 가진 것으로 확인되었다. 또한, 기상인자들의 주기적 변동패턴을 국면시차분석법으로 분석한 결과 이들의 변동패턴의 국면에서 서로 상이한 시차가 존재함을 알았다.

이와 더불어, 본 논문에서는 기상인자들이 강수현상에 미치는 영향을 측정하는 방법을 연구하였다. 이를 위해 랜덤효과를 포함한 일반화 선형모형을 제안하였다. 해남 외 7개 지

역의 주별-지역별 강수율 및 기상인자의 주별-지역별 평균관측값을 사용하여 제안된 모형을 마코프체인 몬테칼로법으로 베イズ 추정된 결과, 기상인자들은 지역별로 유의한 차이와 상이한 패턴을 가지며 강수현상에 영향을 미치는 보이는 것으로 분석되었다.

본 연구에 사용된 자료정리방법 및 분석기법들은 해남 외 7개 지역 뿐 아니라 다른 지역의 기상자료 분석에도 사용이 가능한 것이며, 이들 분석방법의 신뢰성 제고 및 민감도 분석을 위해서는 향후 관측될 집중관측기간 자료를 대상으로 적용 및 평가하는 작업이 필요할 것이다. 이러한 작업을 통해, 본 연구에서 제안된 방법들의 효용성이 확인되면, 현재 기상청에서 사용하는 강수현상 분석체계에 부가적인 정보를 제공할 수 있는 통계적 기법들이 될 것으로 기대된다. 한편 본 연구의 목적은 한반도 남서해안 8개 지역을 대상으로 지상에서 관측된 기상현상과 강수현상과의 지역별 연관성분석에 한정된 것이다. 그러므로, 각 지역의 전반적인 기상분석 및 강수예측기술의 개발을 위해서는 기상인자들에 대한 지상관측 자료는 물론 그 지역 상공의 기상현상을 층고별로 관측한 고층관측자료의 정보를 종합하여 효율적으로 분석하는 새로운 통계적방법이 필요하다. 본 연구의 대상지역인 해남 외 7개 지역은 공간적으로 넓은 지역이 아니며, 이 지역의 기상관측소가 모두 로인존데(혹산도 기상관측소보유)와 오토존데(해남 기상관측소보유) 등의 고층기상관측장비들을 두루 갖추고 있지 않은 점을 고려할 때, 새로운 통계적방법에 대한 연구는 소지역이면서 지상 및 고층 기상자료가 관측가능한 지역들만을 대상으로 행해져야 될 것이다.

참고문헌

- 김용상, 박옥란, 조천호 (2004). 불안정 지수를 이용한 여름철 악기상 현상 분석, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, **6**, 703-715.
- 김혜중, 염준근, 이영섭, 정효상, 조천호 (2004). 시계열관측분석에 의한 강우현상예측에 관한 연구, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, **6**, 1777-1789.
- Brillinger, D. R. (1986). The natural variability of vital rates and associated statistics, *Biometrics*, **43**, 693-734.
- Chip, S. and Greenberg, E. (1995). Understanding the Metropolis-Hasting algorithm, *The American Statistician*, **49**, 327-333.
- Fleiss, J. L., Levin, B., and Paik, M. C. (2003). *Statistical Methods for Rates and Proportions*, New York, Wiley.
- Gelman, A. and Rubin, D. V. (1992). Inference from iterative simulation using multiple sequences, *Statistical Science*, **7**, 457-472.
- Geweke, J. (1992). Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to calculating posterior moments. In *Baysian Statistics 4*, (ed. J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. p. Dawid, and A. F. M. Smith). Oxford: Clarendon Press.
- Ghosh, M., Natarajan, K., Stroud, T. W. F., and Carlin, B. (1998). Generalized linear models for small-area estimation, *Journal of the American Statistical Association*, **93**, 273-282.
- Lau, K. M., Peng, L., Sui, C. H., and Nakazawa, T. (1989). Dynamics of super cloud clusters, westerly wind bursts, 30-60 day oscillations and ENSO: an unified view, *Journal of the Meteorologica, Society of Japan*, **67**, 205-219.

- Madden, R. A. and Julian, P. R. (1971). Detection of a 40-50 day oscillation in the zonal wind in the tropical pacific, *Journal of Atmosphere Science*, **28**, 702-708.
- Murata, F., Yamanaka, M. D., Fujiwara, M., Ogino, S. Y., Hashiguchi, H., Fukao, S., Kudsy, M., Sribimawati, T., and Harijono, S. W. B. (2002), Relationship between wind and precipitation observed with a UHF radar, GPS rawinsondes and surface meteorological instruments at Kototabang, west Sumatera during september-october 1998, *Journal of the Meteorologica*, Society of Japan, **80**, 347-360.
- Nakazawa, T. (1988). Tropical super cloud clusters within intraseasonal variations over the western pacific. *Journal of the Meteorologica*, Society of Japan, **66**, 823-839.
- Nandram, B. (2000). Bayesian generalized linear models for inference about small areas, in *Generalized Linear Models: A Bayesian Perspective*, eds. D. K. Dey, S. K. Ghosh, and B. K. Mallick, New York, Marcel Dekker, 99-114.
- Nitta, Ts. and Sekine, S. (1994). Diurnal variation of convective activity over the tropical western pacific, *Journal of the Meteorologica*, Society of Japan, **70**, 448-466.
- Pickle, L. W. (2000). Exploring spatio-temporal patterns of mortality using mixed effect model, *Statistics in Medicine*, **19**, 2251-2263.
- Takayabu, Y. N., Lau, K. M. and Sui, C. H. (1996). Observation of a quasi-2-day wave during TOGA COARE, *Monthly Weather Review*, **124**, 1892-1913.
- Waller, L., Carlin, B., Xia, H., and Gelfand, A. (1997). Hierarchical spatio-temporal mapping of disease rates, *Journal of the American Statistical Association*, **92**, 607-617.

[2004년 11월 접수, 2005년 3월 채택]

Analysis of Periodicity of Meteorological Measures and Their Effects on Precipitation Observed with Surface Meteorological Instruments at Eight Southwestern Areas, Korea during 2004KEOP*

Hea-Jung Kim¹⁾ Joonkeun Yum²⁾ Yung-Seop Lee³⁾
Young-Ah Kim⁴⁾ Hyo-Sang Chung⁵⁾ Chun-Ho Cho⁶⁾

ABSTRACT

This article summarizes our research on estimation of area-specific and time-adjusted rainfall rates during 2004KEOP (Korea enhanced observation period: June 1, 2004 ~ August 31, 2004). The rainfall rate is defined as the proportion of rainfall days per week and areas are consisting of Haenam, Yeosu, Janghung, Heuksando, Gwangju, Mokpo, Jindo, and Wando. Our objectives are to analyze periodicity in area-specific precipitation and the meteorological measures and investigate the relationships between the geographic pattern of the rainfall rates and the corresponding pattern in potential explanatory covariates such as temperature, wind, wind direction, pressure, and humidity. A generalized linear model is introduced to implement the objectives and the patterns are estimated by considering a set of rainfall rates produced using samples from the posterior distribution of the population rainfall rates.

Keywords: Rainfall rate, Weather factor, Generalized linear model, Random effect, Markov chain Monte Carlo.

-
- * This research was supported by KEOP project (2004) from Korea Meteorological Research Institute.
1) (Corresponding Author) Professor, Department of Statistics, Dongguk University, Seoul 100-715, Korea.
E-mail : kim3hj@dongguk.edu
2) Professor, Department of Statistics, Dongguk University, Seoul 100-715, Korea.
E-mail : joonkeun@dongguk.edu
3) Professor, Department of Statistics, Dongguk University, Seoul 100-715, Korea.
E-mail : yung@dongguk.edu
4) Graduate, Department of Statistics, Dongguk University, Seoul 100-715, Korea.
E-mail : vndkvndk@dongguk.edu
5) Director-General, Meteorological Research Institute/KMA, Seoul 156-720, Korea.
E-mail : hschung@metri.re.kr
6) Director, Forecast Research Lab, Meteorological Research Institute/KMA, Seoul 156-720, Korea.
E-mail : choch@metri.re.kr