

1904년 이래의 부산 기후 변동성 및 생활기상지수들의 기후변화 특성 연구

전하은^{1),3)} · 하경자^{1),2),3)*} · 김혜렴^{1),3)}

¹⁾부산대학교 지구시스템과학부 대기환경과학과, ²⁾부산대학교 IBS 기후물리연구단,
³⁾BK21 지구환경시스템 교육연구단 대기환경과학과

(접수일: 2022년 10월 12일, 수정일: 2022년 11월 18일, 게재확정일: 2022년 11월 21일)

A Study on Characteristics of Climate Variability and Changes in Weather Indexes in Busan Since 1904

Ha-Eun Jeon^{1),3)}, Kyung-Ja Ha^{1),2),3)*}, and Hye-Ryeom Kim^{1),3)}

¹⁾Department of Atmospheric Sciences, Pusan National University, Busan, Korea

²⁾Center for Climate Physics, Institute for Basic Science, Busan, Korea

³⁾BK21 School of Earth and Environmental Systems, Pusan National University, Busan, Korea

(Manuscript received 12 October 2022; revised 18 November 2022; accepted 21 November 2022)

Abstract Holding the longest observation data from April 1904, Busan is one of the essential points to understand the climate variability of the Korean Peninsula without missing data since implementing the modern weather observation of the South Korea. Busan is featured by coastal areas and affected by various climate factors and fluctuations. This study aims to investigate climate variability and changes in climatic variables, extremes, and several weather indexes. The statistically significant change points in daily mean rainfall intensity and temperature were found in 1964 and 1965. Based on the change point detection, 117 years were divided into two periods for daily mean rainfall intensity and temperature, respectively. In the long-term temperature analysis of Busan, the increasing trend of the daily maximum temperature during the period of 1965~2021 was larger than the daily mean temperature and the daily minimum temperature. Applying Ensemble Empirical Mode Decomposition, daily maximum temperature is largely affected by the decadal variability compared to the daily mean and minimum temperature. In addition, the trend of daily precipitation intensity from 1964~2021 shows a value of about 0.50 mm day⁻¹, suggesting that the rainfall intensity has increased compared to the preceding period. The results in extremes analysis demonstrate that return values of both extreme temperatures and precipitation show higher values in the latter than in the former period, indicating that the intensity of the current extreme phenomenon increases. For Wet-Bulb Globe Temperature (effective humidity), increasing (decreasing) trend is significant in Busan with the second (third)-largest change among four stations.

Key words: Busan, Climate change, Change point, Return value

*Corresponding Author: Kyung-Ja Ha, Department of Atmospheric Sciences, Pusan National University, 2, Busandaehak-ro 63 beon-gil, Geumjeong-gu, Busan 46241, Korea.
Phone: +82-51-510-7869, Fax: +82-51-515-1689
E-mail: kjha@pusan.ac.kr

1. 서 론

유엔 산하의 기후변화에 관련한 정부간 협의체(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)에 따르면 현재 수준의 온실가스 배출량을 계속 유지한다면, 2040년 내에 지구의 온도가 산업화 이전 대비 1.5°C 상승할 것이며, 인간 활동에 의해 기후변화가 심화되고 그 위험성 또한 커짐을 강조했다(IPCC, 2021). 70년간(1951~2020) 전 지구적으로 육지의 평균기온은 증가하는 추세(0.23°C decade⁻¹)를 보였고, 동아시아의 경우 평균기온의 증가 추세는 전지구와 비슷하지만 변동성이 상대적으로 크게 나타났다(KMA, 2021). 또한 기상청 기상연보에 따르면 2021년 전국 평균기온은 13.3°C로 최근 10년(2012~2021년) 평균보다 0.4°C 높았고, 평년(1991~2020년) 보다 0.8°C 높게 나타났다. 동아시아 내에서도 한반도는 다른 지역과 비교하였을 때 기후 변화의 폭이 큰 편인데, 이는 한반도가 동아시아 몬순지역에 속하면서 여러 지역의 기후 영향권에 놓여있기 때문이다(An et al., 2011).

이렇듯 전 세계적으로 기후변화에 대한 관심이 집중되는 때에 따라 본 연구에서는 한반도, 그 중에서도 우리나라의 제2의 도시인 부산에서 나타나는 장기간의 기후변동성과 나타나는 특징에 대해 저술하고자 한다. 부산은 지형적으로 살펴봤을 때 한반도 남동단에 위치하여 태평양 바다에서부터 시작되는 강력한 쿠로시오 해류와 대마 난류 등, 여러 해류의 영향을 받는다. 또한 부산은 북쪽에서 내려오는 차가운 냉기와 동해로부터 차고 습한 기단의 영향을 받으며, 1960년대 이후의 급격한 산업화 및 도시화로 인하여 도시 특유의 기후특성이 나타나 복잡한 기후변화 특성이 나타나는 지역이다. 더욱이 부산은 근대 기상관측을 시작한 1904년 4월부터 장기간 관측을 시행하여 한국전쟁으로 인한 결측이 없는 지점이다. 본 연구에서는 부산의 장기 관측자료를 이용하여 다양한 기상요소가 지난 수십 년 동안 어떻게 변화하였는지, 이후에는 어떻게 변화될 것이고 각 요소들 간에 어떠한 관계가 있는지 분석하고자 한다.

특히 한반도 내의 인구변화가 지역적으로 다르게

진행된 점에 따라 도시화의 영향이 어떻게 나타나는지 등을 파악하기 위해 부산과 비슷한 위도대의 연안에 위치한 목포와 대도시인 서울, 대구 총 세 지점을 선정하여 부산의 기후적 특징과 비교하였다. 부산과 다른 지점과의 기후 변동성의 차이를 정리하고, 기온 및 강수의 극한현상 분석과 더불어 인간의 생활에 미치는 영향을 알아보기 위해 산불과 관련된 지수인 실효습도, 고온 열 환경을 평가하는 열 스트레스 지수와 같은 생활기상지수들을 함께 분석하였다.

2. 자료 및 분석방법

2.1 사용한 자료

본 연구에서는 가장 중심적인 연구 지역인 부산과, 도시간의 비교를 위해 선정된 서울, 대구, 목포 지점의 종관기상관측(Automated Synoptic Observation System, ASOS)의 일 평균기온, 최저기온, 최고기온과 일 강수량, 일 상대습도 자료를 사용하였다. 부산은 1904년 4월부터 2021년까지의 일 자료를 사용하였고, 서울, 대구, 목포는 한국전쟁으로 인한 자료의 결측 때문에 1954년부터 2021년까지의 68년간의 자료를 사용하였다. 각 지점에 관한 정보는 Table 1에 정리하였다.

2.2 분석방법

2.2.1 극한 반환값(Return value) 계산

본 연구에서는 기온과 강수량 극한값의 변화를 파악하기 위해 극한값의 T년 반환값을 분석에 활용했다. T년 반환값이란 재현 기간(Return period) T년에 한 번 초과되는 기온과 강수량의 한계점을 뜻한다. 예를 들어 T=20의 반환값의 경우, 20년에 한 번 나타날 수 있는 기온과 강수량을 의미한다(Zwiers and Kharin, 1998, 2000; Yun et al., 2008; In et al., 2014).

일반적으로 극한 현상은 매우 불규칙하게 일어나기 때문에 예측하기가 어렵다. 극한 현상의 빈도와 강도를 예측하기 위해서는 확률적 접근이 필요하고, 일 최고기온과 일 극한 강수량의 확률분포형은 극단값 분포(Generalized Extreme Value, GEV)를 따른다(Kharin and Zwiers, 2000, Yun et al., 2008). GEV 분포에는

Table 1. Automated Synoptic Observation System (ASOS) of geographical characteristics (longitude, latitude, height) and history of their relocations.

Station	Latitude	Longitude	Height (m)	Meteorological station circumstance
Seoul	37°34'	126.57'	85.67	SR in 2010
Daegu	35°52'	128.39'	54.27	SR in 2017
Mokpo	34°49'	126.22'	44.7	SR in 1904, 1906, 1929, 1964
Busan	35°06'	129.01'	69.56	SR in 1904, 1906, 1934

위치(Location, ξ)변수, 규모(Scale, α)변수, 그리고 모양(Shape, k)변수라는 3개의 매개변수가 존재하고, 관측 자료에 적합된 매개변수의 식(1)은 다음과 같다.

$$f(x) = \begin{cases} \exp\left\{-\exp\left[-\frac{(x-\xi)}{\alpha}\right]\right\}\exp\left(-\frac{(x-\xi)}{\alpha}\right), & k=0 \\ \exp\left(-\left[1-\frac{k(x-\xi)}{\alpha}\right]^{\frac{1}{k}}\right)\left(1-\frac{k(x-\xi)}{\alpha}\right)^{\frac{1}{k}-1}, & k\neq 0 \end{cases} \quad (1)$$

식(1)에서 추정한 세 개의 매개변수를 사용하여 분석하고자 하는 재현 기간 T (예: 10, 20, 100년 등)에 대한 극한 기온과 강수량의 반환값을 계산할 수 있다. 극한 반환값 P_T 를 구하는 식(2)는 다음과 같다.

$$P_T = \begin{cases} \xi + \frac{\alpha\{1 - [-\ln(1-T)]^k\}}{k}, & k\neq 0 \\ \xi - \alpha\left[-\ln\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right], & k=0 \end{cases} \quad (2)$$

2.2.2 생활기상지수(Weather index)

2.2.2.1 실효습도(Effective humidity) 계산

기후변화로 인한 여러 재해 중 산불은 직접적인 기상 현상은 아니지만, 온난화로 고온 환경이 지속되면서 산림이 건조화 될 때 산림 생태계 내에서 발화점에 가까운 온도 환경이 형성되어 발화 발생의 호조건을 만들게 된다(Lee, 2022). 즉, 기후변화로 인한 고온 현상과 습도 감소 경향이 산불 발생횟수의 증가에 영향을 줄 수 있기 때문에(Won et al., 2016), 산불의 위험도와 발생확률을 추정할 수 있는 값으로 본 연구에서는 실효습도를 사용하였다(식(3)). 실효습도는 화재 예방의 목적으로 수일 전부터 상대습도의 경과 시간에 따라 가중치를 주어서 산출한 목재 등의 건조도를 나타내는 지수이다.

$$H_e = \frac{H_t^{0d} + rH_t^{1d} + r^2H_t^{2d} + r^3H_t^{3d} + r^4H_t^{4d}}{1 + r + r^2 + r^3 + r^4} \quad (3)$$

식(3)에서 실효습도 H_e 를 구하기 위해 당일의 상대습도 H_t^{0d} 를 포함하여 과거 n 일간의 상대습도 값 H_t^{nd} 를 사용하였으며, 실효습도 계수는 $r=0.7$ 을 적용하였다(Hong, 1987).

2.2.2.2 열 스트레스 지수(Heat stress index) 계산

우리나라 연 평균기온은 온실가스 배출 정도에 따라 현재(2000~2019년) 대비 2.3~6.3°C 상승할 것으로 전망하고 있다(Kim et al., 2022). 현재 온난화 경향에 따라, 평균기온이 상승한 미래의 기후에는 폭염의 발

생 빈도나 강도, 지속 시간이 증가될 것으로 예측된다(Meehl and Tebaldi, 2004). 이런 상황에 맞추어 고온 열 환경을 평가하기 위해 다양한 직접, 간접 열 스트레스 지수가 개발되었는데, 직접 열 지수는 관측된 여러 기상요소로 구성된 관계식으로 계산되는 지수이고 간접 열 지수는 인체 에너지수지 방정식으로 계산되는 지수를 의미한다(Kim and Kim, 2017).

직접 열 지수 중 습구흑구온도(Wet-Bulb Globe Temperature, WBGT)는 Yaglou and Minard(1957)에 의해 미국에서 처음으로 제안된 열 지수이며, 현재 유럽과 일본에서 열 중증 예방을 위하여 사용된다. 다만 원래 WBGT를 계산하기 위해서는 건구 온도, 습구 온도, 흑구 온도가 필요하지만 우리나라 대부분의 기상관측망에서는 흑구 온도가 관측되지 않는다. 따라서 본 연구에서는 Kim and Kim(2017)의 연구에서 언급된 호주 기상청에서 사용하는 기온과 상대습도 자료를 이용하는 WBGT 추정식(4)을 사용하였다.

$$WBGT = 0.567T + 0.393e + 3.94 \quad (4)$$

여기서 T 는 기온(°C)이고, e 는 수증기압이다. 수증기압은 상대습도(RH, %)와 기온 값을 이용하여 식(5)로 계산했다.

$$e = RH/100 \times 6.105 \times \exp\left(17.27 \times \frac{T}{(237.7 + T)}\right) \quad (5)$$

WBGT 외의 다른 열 스트레스 지수로 한국에서 불쾌지수(Discomfort index)로 알려진 온습도지수(Temperature-humidity index, THI)(Thom, 1959)가 있다. 이 연구에서는 Liang et al.(2011)의 온도(°C)로 표기되는 온습도지수 식(6)을 사용했다.

$$THI = T - (0.55 - 0.0055RH) \times (T - 14.5) \quad (6)$$

여기서 T 는 평균기온(°C)이고, RH는 상대습도(%)이다.

WBGT와 불쾌지수의 위험 기준은 ‘스포츠 활동 중 열 중증 예방 가이드북(2019)’과 Yousif and Tahir(2013)를 참조하여 WBGT 지수가 28 이상, 불쾌지수가 24 이상 기록된 날짜를 위험일로 정의하여 분석을 진행하였다. 열 지수에 관련한 세부적인 분류 기준은 Table 2, 3에 정리하였다.

Table 2. Wet-Bulb Globe temperature values.

Level	WBGT values
Danger	≥ 31
Severe Warning	28~31
Warning	25~28
Caution	21~25
Almost safe	< 21

Table 3. Temperature-humidity index values.

Condition	THI values
Everyone feels stress	≥ 29
Most of population suffers discomfort	27~29
Over 50% of population feels discomfort	24~27
Under 50% of population feels discomfort	21~24

Table 4. De Martonne Aridity index values.

Climate type	De Martonne Aridity index values
Excessively-humid	60~187
Very-humid	50~60
Humid	40~50
Moderately-humid	35~40
Slightly-arid	30~35
Moderately-arid (Mediterranean)	24~30
Semi-arid	15~24

2.2.2.3 건조지수(aridity index) 계산

건조한 환경을 평가하기 위해 개발된 건조지수는 관측 지역의 건조도를 수치적으로 나타내는 지수로 사용되는데, 지수의 값이 높을수록 습하다고 볼 수 있다(Tabari et al., 2014). 이 연구에서는 여러 건조지수들 중 여러 지역의 건조/습윤 상태의 구분이 쉬운 드마르톤의 건조지수(De Martonne, 1926)를 사용했다 (Coscarelli et al., 2004; Pellicone et al., 2019) (식(7)).

$$I_{DM} = \frac{P}{T_a + 10} \quad (7)$$

여기서 P 는 연 강수량(mm)이고 T_a 는 연 평균기온($^{\circ}\text{C}$)이며, 드마르톤 지수는 35를 기준으로 건조와 습윤이 구분된다. 건조지수의 세부적인 기후형은 Table 4에 정리하였다.

2.3 분석방법

2.3.1 변화점 검정(Change point detection)

르파지 테스트(Lepage test)는 통계적으로 어떤 변수의 유의한 변화가 일어나는 지점을 찾기 위해 사용되는 검정법이다(Liu et al., 2011). 구체적으로, Lepage test는 두 표본 사이의 위치(중심 경향)와 변동성을 파악하기 위한 비모수 검정이며, 본 연구에서는 기상요소의 변화가 일어나는 유의한 시점을 찾기 위해 사용되었다. Lepage test의 값, HK는 Wilcoxon의 통계값과 Ansari-Bradley의 통계값의 제곱의 합으로 이루어져 있다(Yonetani and McCabe, 1994). HK에 대한 식(8)은 다음과 같다.

$$HK = \frac{\left[\sum_{i=1}^{2n} i \cdot u_i - \frac{1}{2} n_1 (2n + 1) \right]^2}{\frac{1}{12} n_1 n_2 (2n + 1)} + \frac{\left[\sum_{i=1}^n i \cdot u_i + \sum_{i=n+1}^{2n} (2n - i + 1) u_i - \frac{1}{4} n_1 (2n + 2) \right]^2}{\frac{n_1 n_2 (2n - 2)(2n + 2)}{48(2n - 1)}} \quad (8)$$

n_1, n_2 는 샘플 a 와 b 의 크기를 의미한다. $n_1 + n_2 = 2n$ 이며, $u_i = 1$ 일 때 j 번째 값이 샘플 a 에 속하고, $u_i = 0$ 일 때 j 번째 값은 샘플 b 에 속한다. 계산된 HK가 5.99(9.21)를 초과하면 두 표본 평균 간의 차이는 95%(99%)의 유의한 신뢰 수준에 해당한다.

2.3.2 연 평균 분산과 연 표준편차 분산

트렌드 분석을 통해 장기간의 변동성을 살펴보면, 분산을 통해 경년 변동과 계절적 변동이 어떤 기간에서 얼마나 변화하는지 비교 분석할 수 있다. 총 분산은 연 평균 분산과 연 분산의 평균의 합으로 나타낼 수 있다(식(9))(Ha and Ha, 2006).

$$\frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j (X_{ij} - \bar{X})^2 = \frac{1}{J} \sum_j (\hat{X}_j - \bar{X})^2 + \frac{1}{J} \sum_j \left[\frac{1}{I} \sum_i (X_{ij} - \hat{X}_j)^2 \right] \quad (9)$$

식(9)에서 X_{ij} 는 j 번째 해의 i 번째 달의 월 평균값이고, \hat{X}_j 는 j 번째 해의 연 평균값이며 \bar{X} 는 전체 평균 값이다. J 는 전체 자료의 년 수를 의미하며, $I = 12$ 로, 한 해 달의 수를 의미한다.

$$\frac{1}{J} \sum_j \left[\frac{1}{I} \sum_i (X_{ij} - \hat{X}_j)^2 \right] = \bar{s}^2 + \frac{1}{J} \sum_j (s_j - \bar{s})^2 \quad (10)$$

연 분산의 평균(식(9) 우변의 2번째 항)은 식(10)처럼 정상 구조의 요소와 연 구조의 비정상 요소(연 표준편차의 분산)의 합으로 구할 수 있다. 여기서 s_j 는 j 번째 해의 월별 표준편차이고 \bar{s} 는 각 기간의 연 표준편차의 평균을 의미한다(Ha and Ha, 2006).

2.3.3 경험적 직교 함수(Empirical Orthogonal Function, EOF) 분석

기상 분야에서 기후 특성과 시공간적 변동성을 분석하기 위해 사용되는 EOF 분석은 통계학에서 일반적으로 사용되는 주성분 분석(Principal Component Analysis, PCA)과 같다(Cho and Yoo, 2020). EOF 분석은 고차원적인 원자료를 차원 축소(dimension reduction)를 통해 낮은 차원의 모드들로 분해하는 방법이다. 이를 통해 고차원적인 자료의 변화를 몇 가

지 원인으로 설명할 수 있다. 특이값 분해(Singular Value Decomposition, SVD) 방법을 사용하여 행렬로 표현된 원 자료를 식(11)과 같이 분해했다.

$$A = U \times S \times V^T \quad (11)$$

식(11)에서 A 는 원 자료이고, 행렬 U 의 열은 A 의 EOF, 행렬 S 의 대각요소들을 고유값이라 한다. 각 고유값은 EOF가 설명하는 분산값이며, 이때 분해된 EOF들의 분산을 모두 더하면 원자료의 총 분산과 일치한다. 마지막으로 행렬 V 의 각 열은 EOF 시간적 전개를 나타내는 시계열 계수이다. 일반적으로 분해된 모든 모드를 살펴보기 보다는 원자료의 변동성의 대부분을 설명하는 주요 모드를 중심으로 본 자료의 특성을 분석한다. 따라서 본 연구에서는 월별 강수량 EOF를 분석하여 11개의 모드 중 전체 분산의 70~80%를 설명하는 주요 모드 3개를 중심으로 살펴보았다.

2.3.4 앙상블 경험적 모드 분해법(Ensemble Empirical Mode Decomposition, EEMD) 분석

경험적 모드 분해법(Empirical Mode Decomposition, EMD)은 비선형적, 비정상적인 시계열 자료를 분석하기 위한 방법으로, 주파수의 정도에 따라 원 자료의 신호를 내재 모드 함수(Intrinsic Mode Function, IMF)로 분해하는 방법이다. 각 내재 모드 함수들에서 비선형적 특징을 가진 경년 변동과 장주기 변동 특성을 분석할 수 있다.

EMD는 신호의 극대, 극소를 찾아내어 큐빅 스플라인(cubic spline)으로 연결하여 상위 포괄선(upper envelope)과 하위 포괄선(lower envelope)을 구하고, 1번 내재 모드 함수는 원 자료와 상위 포괄선과 하위 포괄선의 평균선의 차로 계산된다(식(12)).

$$e_1(t) = x(t) - m_1(t) \quad (12)$$

여기서 e_1 은 분해된 첫 번째 내재 모드 함수이고 x 는 원 자료 시계열, m_1 은 상위 포괄선과 하위 포괄선의 평균값이다. e_1 은 본래의 시계열에 비해 낮은 주파를 형성하게 된다. 이후 추출된 내재 모드 함수를 제거한 시계열 자료를 새로운 원 자료로 설정하고 위 과정을 반복하는데, 재설정된 시계열이 단조함수 혹은 하나의 극값만 존재하여 새로운 계열이 추출되지 않으면 마지막으로 남은 잔여요소(Trend)를 분리하게 된다(Huang and Wu, 2008; Lee and Seo, 2011; Lee, 2015; Ahn et al., 2016; Yun et al., 2018).

EMD 분석은 원 자료에서 분해된 IMF는 단순화된 진동 모드를 추출하여 주기를 분석하기에 유용한 방식이지만 같은 IMF가 다른 주파수 성분을 포함하거나 상이한 스케일의 진동이 섞이는 모드 혼합 문제가 일어나기도 한다. 이는 각 IMF의 해석에 영향을 미

치기 때문에 Wu and Huan(2009)는 백색 잡음을 이용하여 EMD 분석의 단점을 보완하는 분석 방식인 EEMD 분석을 제안하였다. EEMD 분석과정은 아래 네가지 순서를 따른다.

- (1) 원 자료에 각기 다른 백색 잡음을 추가.
- (2) EMD를 사용하여 원 자료를 여러 IMF로 분해.
- (3) (1)번과 (2)번 과정을 여러 번 반복.
- (4) IMF들에 해당하는 앙상블 평균을 계산하여 각 주기에 해당되는 최종 결과를 구함.

EEMD를 사용하기 위해서는 추가할 백색 잡음의 진폭과 앙상블 평균값을 정해야 한다. 백색잡음의 진폭이 작으면(크면) 오차가 작아지지만(커지지만) EMD에서 발생하는 모드 믹싱 문제를 완벽하게 해결하지 못한다(해결할 수 있다)(Lei et al., 2009; Kwon and Choi, 2014). 본 연구에서는 원 자료의 0.2 표준편차인 백색 잡음 진폭과 200개의 앙상블 멤버를 적용하였다.

3. 장기간 부산 기후 요소 분석결과

3.1 기온

117년간(1905~2021) 부산의 장기 기온 추세는 경년 변화와 계절별 경년 변화 모두 99% 신뢰수준에서 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 각 계절별 경년 변화에서 평균기온과 최저기온 증가율은 봄철에 가장 크게 증가했으며(평균: $0.22^\circ\text{C decade}^{-1}$, 최저: $0.24^\circ\text{C decade}^{-1}$), 최고기온은 겨울철에 가장 크게 증가($0.23^\circ\text{C decade}^{-1}$)했다. 또한 연 평균과 다른 계절 평균에서는 최저기온의 증가율이 평균기온, 최고기온보다 크게 나타났다. 겨울철에서는 최고기온의 증가율이 평균기온과 최저기온의 증가율(평균: $0.19^\circ\text{C decade}^{-1}$, 최저: $0.20^\circ\text{C decade}^{-1}$)보다 높게 나타났다. 이는 겨울철 기온의 변동폭이 다른 계절에 비해 높게 나타난다는 결과와 최저기온의 증가율이 최고기온의 증가율보다 크게 나타나는 기존의 연구(Choi et al., 2007; Choi et al., 2009; Kioutsoukis et al., 2010; Park, 2011; Kim et al., 2022)와 상반된, 부산 지역의 특징을 나타내는 내용이라 볼 수 있다.

또한 부산 기온에 유의한 변화가 있는지 파악하기 위해 Lepage test를 적용했다. Figure 1은 연 평균 최저기온과 평균기온, 최고기온의 시계열과 변화점(change point)을 표시한 그림이며, 1965년에 변화점이 나타난다(95% 유의). 변화점을 기준으로 다음과 같이 1905~1964년(P1), 1965~2021년(P2)로 나누어 두 기간의 특성을 분석하였다. P1의 최저, 평균, 최고기온의 연간 트렌드는 각각 약 $0.19^\circ\text{C decade}^{-1}$, $0.13^\circ\text{C decade}^{-1}$, $0.17^\circ\text{C decade}^{-1}$ 였으며, P2의 트렌드는 각각 $0.29^\circ\text{C decade}^{-1}$, $0.30^\circ\text{C decade}^{-1}$, $0.31^\circ\text{C decade}^{-1}$ 로 나타나 전반기보다 후반기에서 최고기온의 변화율이 더 크게

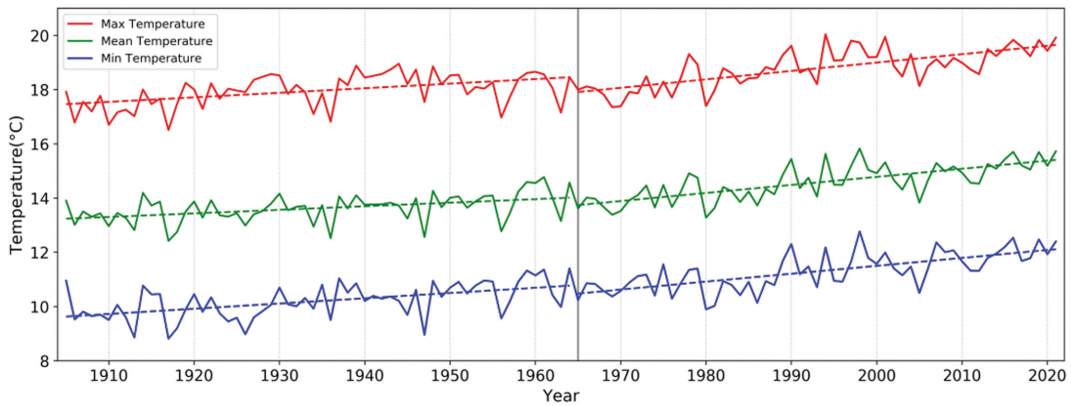


Figure 1. Time series of daily mean temperature (°C) (green), daily minimum temperature (°C) (blue), and daily maximum temperature (°C) (red) at Busan from 1905 to 2021. Solid line is raw values and dashed line is trend. A vertical solid line indicates the year of the change point (1965).

Table 5. The variances of annual standard deviations and annual mean temperature at Busan, respectively, during P1 (1905~1964) and P2 (1965~2021).

	P1 (1905~1964)			P2 (1965~2021)		
	Min T	Mean T	Max T	Min T	Mean T	Max T
Variance of annual means	0.41	0.27	0.36	0.48	0.44	0.50
Variance of annual standard deviations	0.17	0.18	0.23	0.32	0.31	0.34

증가하는 특징을 보였다.

부산의 기온 추세 외에도 기후 변화에 대한 세부적인 변동을 파악하기 위해 식(9), (10)을 이용해 연 평균 분산과 연 표준편차 분산을 분석했다. 그 결과 P1, P2 기간의 총 분산은 각 기간별로 평균기온은 67.95, 65.49로 나타났고 최저기온은 76.72, 73.87로 나타났으며, 최고기온은 64.42, 57.92로 나타났다. 또한 연 평균 분산(연 표준편차의 분산)은 P1 기간에서 평균기온은 0.27(0.18), 최저기온은 0.41(0.17), 최고기온은 0.36(0.23)으로 나타났고, P2 기간에서 0.44(0.31), 0.48(0.32), 0.50(0.34)로 나타났다(Table 5). 각 기간별 경년 변동성은 평균기온의 변동성 차이가 0.17(T-test, 95% 유의)로 가장 크게 나타났고, 계절적 변동성은 최저기온의 변동성 차가 0.15(T-test, 95% 유의)로 가장 크게 나타났다. 최고기온의 변동성 차이는 유의하지 않았다. 이 결과는 P2 기간의 기온이 P1보다 변동성이 크게 나타나며, 연간 변동값은 계절적 변동값보다 더 크게 나타난다는 것을 의미한다. 하지만 P1, P2 두 기간 사이의 변동값의 차이를 보면 최저기온의 경우 연간 변동의 증가보다 계절적 변동의 증가가 더 크게 나타났고, 평균기온과 최고기온의 경우 연간 변동의 증가가 더 크게 나타났다. 기온의 연간 변동은 총 분산의 일부를 설명하고, 기후 예측에 중요한 연

간 변동성은 연 구조보다 연 평균에 의해 설명된다. 이는 기온의 연 주기를 설명하고 아노말리를 예측하는데 연간 평균이 더 중요하다는 것을 의미한다.

Figure 2는 각각 평균기온, 최저기온, 최고기온의 1905~2021년 EEMD 분석을 나타낸 그림이다. 각 분석에서 경향모드 Fig. 2g와 약 3년 주기를 가진 모드 Fig. 2b가 전체 분산의 85.2%, 86.0%, 69.8%의 설명하는 것으로 나타나, 기온은 주로 경년 변동과 전체적인 경향성 변동에 의해 진동하고 있음을 알 수 있다. 경향모드는 최저기온이 68.1% 가장 큰 비율을 차지하는데, 이는 지구온난화와 도시화 영향 하에서 기온의 변동 중 특히 최저기온이 가장 민감하게 반응한다는 기존의 연구결과와 일치한다(Koo et al., 2007; Lee and Heo, 2011; Park et al., 2016). 최고기온의 경향모드의 기여는 48.4%로 다른 기온(63.5%)에 비해 적게 나타났다. 또한 10년 이상의 주기를 가진 장주기 변동성을 나타낸 모드(Figs. 2d-f)에서 최고기온은 평균기온, 최저기온보다 강한 변동이 나타났고, 통계적으로 90% 이상 유의하게 나타났다. 이는 부산 최고기온의 분석에서 트렌드와 경년 모드 외에도, 장주기 변동성이 중요함을 시사한다. 특히 1980년 이후로 최고기온의 장주기 모드의 진폭이 다른 기온에 비해 크게 나타나, P2 기간의 최고기온 증가율에 영향을 미

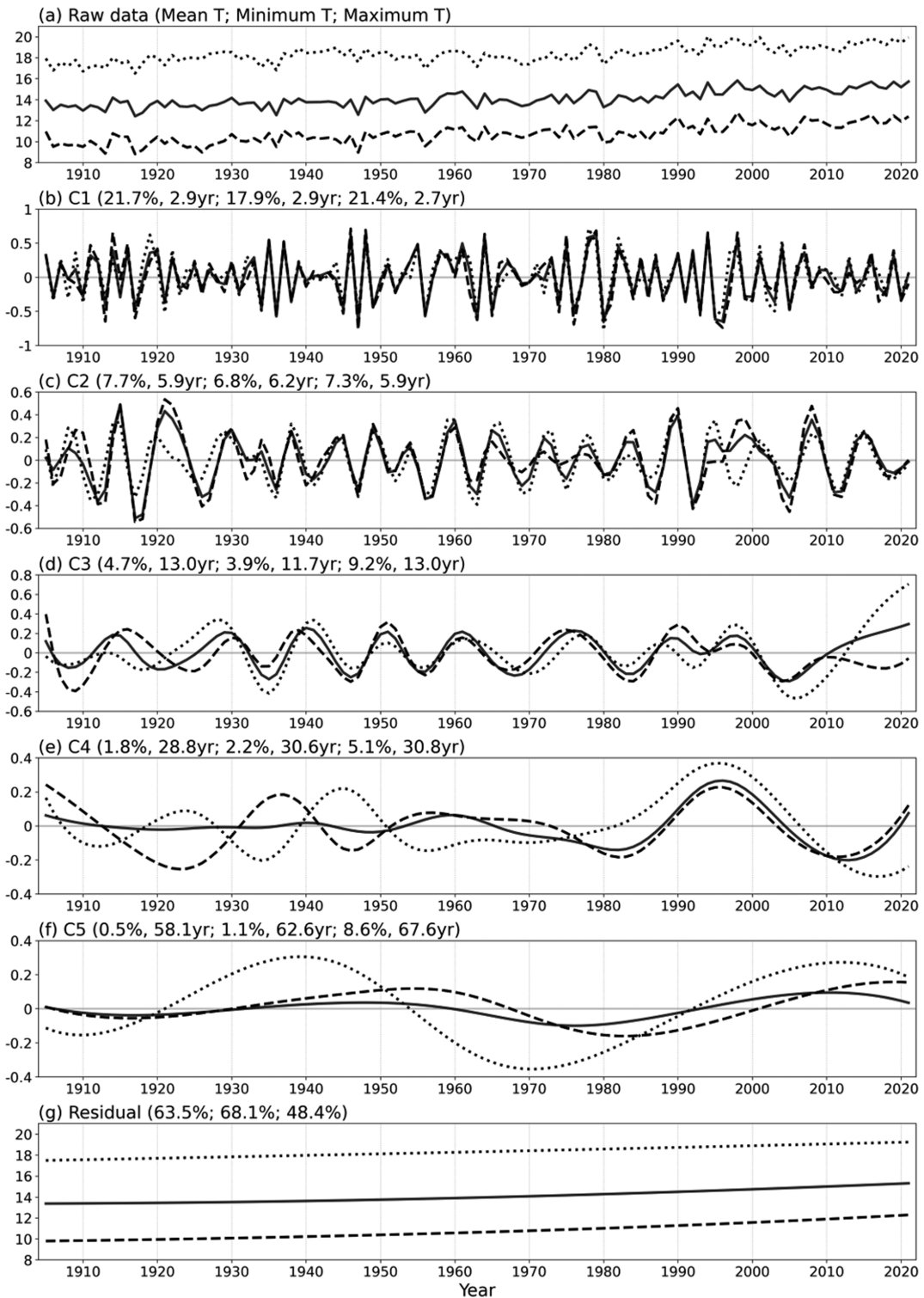


Figure 2. EEMD analysis of daily mean temperature ($^{\circ}\text{C}$) (Solid line), minimum temperature ($^{\circ}\text{C}$) (dashed line), maximum temperature ($^{\circ}\text{C}$) (dotted line) at Busan during 1905~2021.

친 것으로 사료된다.

3.2 강수

연 총 강수량의 트렌드와 연 평균 무 강수일수의 트렌드는 90% 유의 수준에서 각각 $19.00 \text{ day decade}^{-1}$, $0.64 \text{ day decade}^{-1}$ 로 증가하는 경향이 나타났다. 또한 계절별 총 강수량의 경년 변화는 통계적으로 유의하지는 않았지만, 여름철에 $10.87 \text{ mm decade}^{-1}$ 로 가장 큰 증가율을 보였다. 이는 시간이 지날수록 부산의 강우 강도가 지속적으로 증가하고, 특히 여름철 강우 강도가 강해짐을 의미한다.

기온과 마찬가지로 Lepage test를 통해 117년간 부산 지역 강수의 유의한 변화를 살펴보았다. 연 총 강수량과 연간 최대 일 강수량(RX1D)의 Lepage test에서는 유의한 변화점이 나타나지 않았지만, 연 강수 트렌드 분석 결과에 따라 시간이 지날수록 부산의 강우 강도가 증가하기 때문에 일 강우강도를 연 총 강수량과 연 강수일수를 나눈 값으로 정의하여 Lepage test를 실시했다. 일 강우강도의 변화점 분석에서는 1964년에 변화점이 나타났다(Fig. 3)(95% 유의). 강우강도의 변화점을 기준으로 기간을 1905~1963년(P1), 1964~2021년(P2)로 나누었다. P2' 일 강우강도의 경년 변

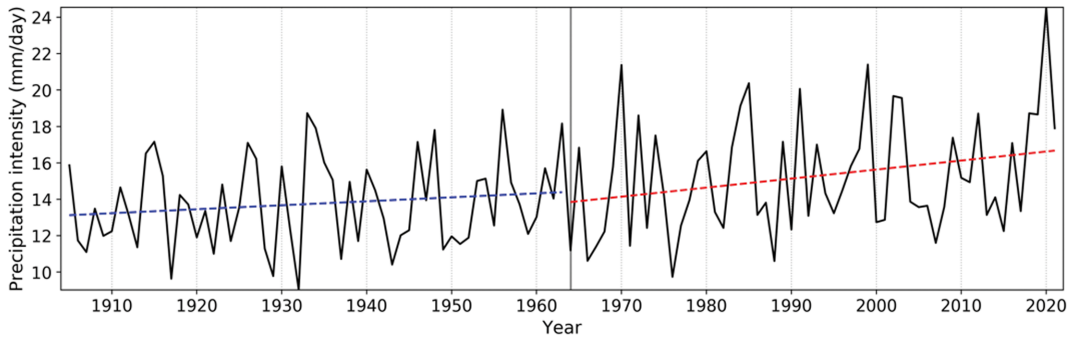


Figure 3. Time series trend analysis of mean daily rainfall intensity (mm day^{-1}) at Busan during 1905~2021. Solid line is time series and dashed line is trend. A vertical solid line indicates the year of the change point (1964).

Table 6. The variances of annual standard deviations and annual mean daily precipitation intensity at Busan, respectively, during P1' (1905~2021) and P2' (1964~2021).

	P1' (1905~1963)	P2' (1964~2021)
Variance of annual means	5.78	10.10
Variance of annual standard deviations	6.54	11.19

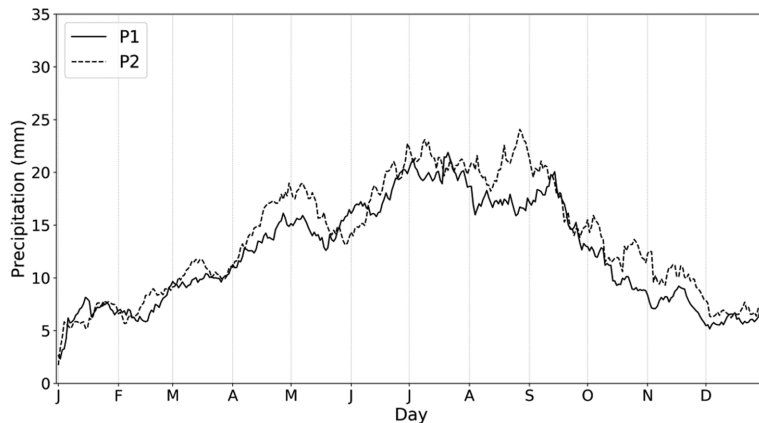


Figure 4. The climatological seasonal cycle of daily mean precipitation (15-day moving average). Solid line is an analysis of daily mean precipitation during 1905~1963, and dashed line is an analysis of daily mean precipitation during 1965~2021.

화율은 $0.50 \text{ mm day}^{-1} \text{ decade}^{-1}$ 로 95% 신뢰수준에서 유의하게 증가하여 P1'의 일 강우 강도의 증가율($0.22 \text{ mm day}^{-1} \text{ decade}^{-1}$)보다 크게 증가함을 보인다. 또한 총 분산 공식을 이용하여 일 강우강도의 변동성을 Table 6에 정리하였다. 강우강도의 연 평균 변동성은

각 기간별로 5.78, 10.10(T-test, 95%)으로 나타났는데, 이는 P2' 기간의 강우강도의 변동성이 P1' 기간의 변동성 보다 크다는 것을 의미한다. 강우강도의 연 평균 변동의 차이는 유의했지만 연 표준편차의 차이는 유의하지 않았다. 또한 총 변동에 대한 연간 변동과

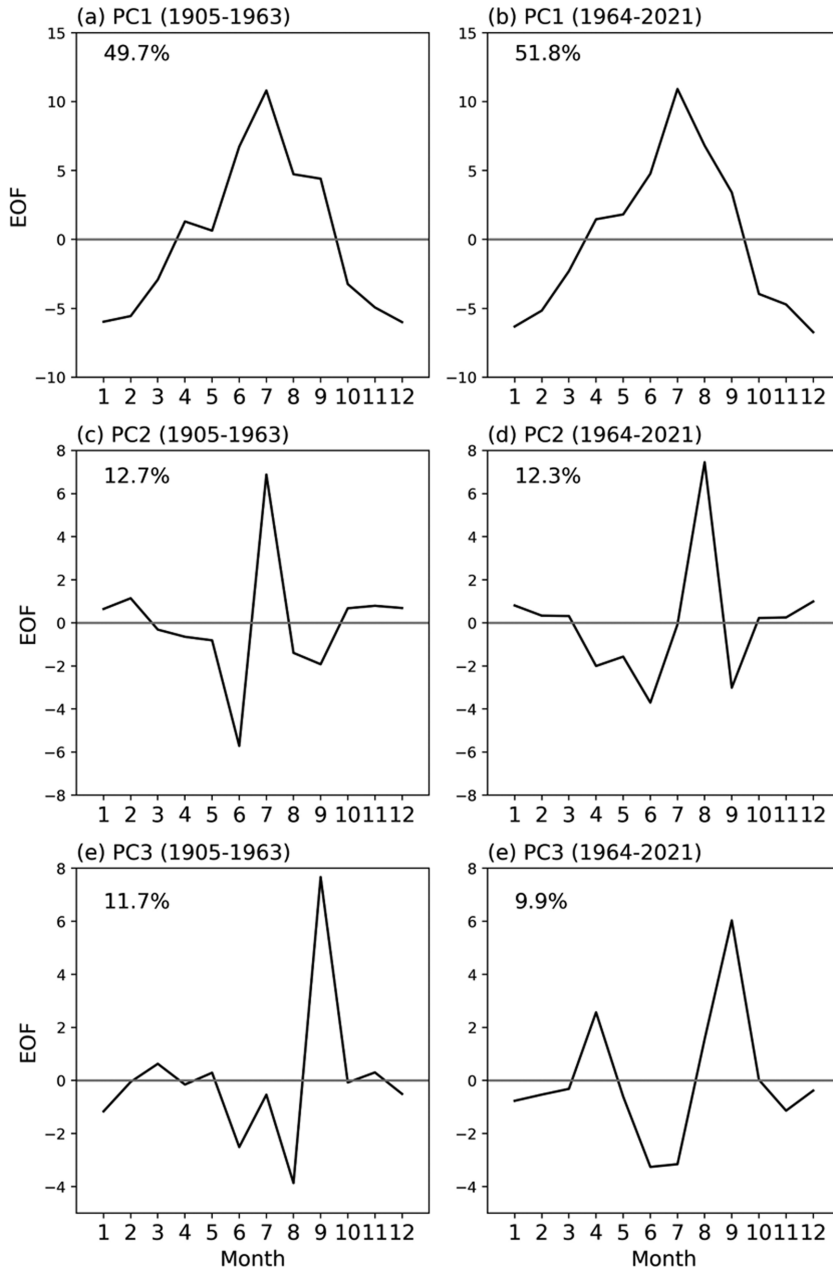


Figure 5. The principal modes of monthly precipitation EOF analysis in Busan. (a), (b) are the first principal modes, (c), (d) are the second principal modes, (e), (f) are the third principal modes. (a), (c) and (e) are analysis during 1905~1963, and (b), (d) and (f) are analysis during 1964~2021. The text in the graph refers to the variance explained by EOF derived.

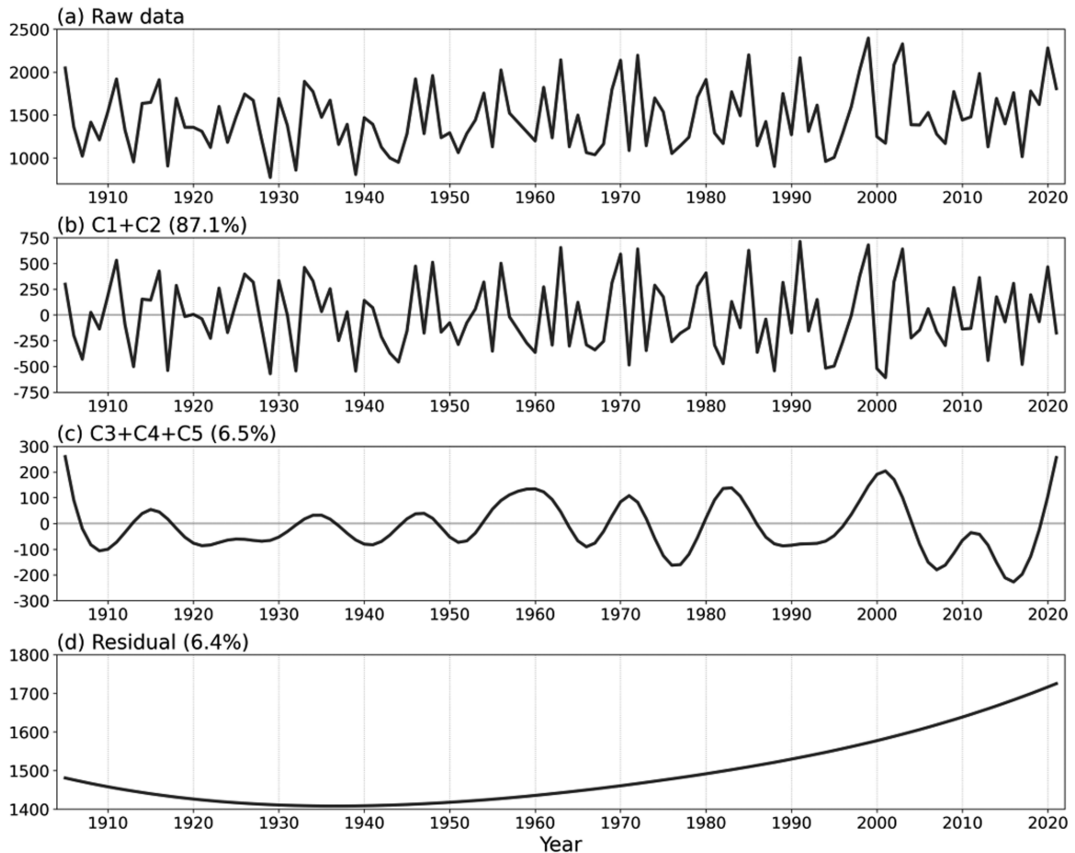


Figure 6. The same as Fig. 2 but for total annual precipitation.

계절적 변동의 상대적 중요성은 14.4%에서 20.1%로 크게 증가하였다. 강수 기후 예측에 중요한 연간 변동성은 기온과 달리 연 구조가 연 평균 변동성보다 잘 설명한다. 이는 강수량의 연 주기를 설명하고 아노말리를 예측하는데 연 평균 변동성보다 연 구조가 더 중요하다는 것을 의미한다.

부산 강수량의 연 구조를 파악하기 위해 P1', P2'로 나누어 일 강수의 연 주기 분석과 월 강수량의 EOF를 분석한 결과를 Figs. 4, 5에 나타냈다. Figure 4에서는 P1', P2' 시기 모두 3번의 피크가 나타난다. 다만 P1'에서 9월 중순에 나타난 세번째 피크가 P2'에서는 8월 말에 나타났고, P1'의 첫번째 피크(5월)와 세번째 피크(9월 중순)보다 P2'의 첫번째 피크와 세번째 피크의 강도가 두드러지게 증가했다. 세번째 피크의 증가는 P1'보다 P2' 시기에 9월에 발생하는 태풍의 영향이 강해짐을 의미한다(Ho, 2003; Na and Jung, 2020).

Figure 5은 월 강수량의 EOF 분석에서 11개의 주 성분 중 1번부터 3번까지의 모드를 나타낸 그림이다. 두 시기의 1번 모드는 월 강수량의 변동에 각각 49.7%,

51.8% 기여하여 각 모드들 중 가장 큰 영향을 나타낸다. 두 모드 공통적으로 7월에 피크가 나타나는데, 이는 동아시아 여름 몬순(장마)의 영향과 장마 기간 외의 차이를 나타낸다. 또한 P2'의 1번 모드에서 P1'보다 5월과 8월의 값이 상승하고, 6월과 9월의 값이 감소했다. 더하여 각 강수량 변동의 12.7%, 12.3%를 설명하는 2번 모드에서 P1'의 피크가 7월에서 P2'에 8월로 이동하였는데, 이는 일 강수량의 연 주기 분석과 같이 최근 기간에 가을 태풍의 영향이 강해진다는 것을 의미한다.

Figure 6은 부산 연 총 강수량의 EEMD 분석을 나타낸 그림이다. 부산의 강수량은 기온 분석과 같이 5개의 내재 모드 함수와 1개의 트렌드로 분해되었고, 이를 연 총 강수량의 시계열(Fig. 6a), 경년 변동을 나타내는 모드(Fig. 6b), 장주기 변동을 나타내는 모드(Fig. 6c)와 경향모드(Fig. 6d)로 나타내었다. 그 결과 경향모드가 가장 큰 영향을 미치는 기온과 달리 연 총 강수량은 경년 변동성이 각각 69.0%, 18.1%, 합쳐서 87.1%의 분산 비율을 나타내며 주된 영향을 미친

다. 하지만 Figs. 6c, d를 살펴보았을 때, 1960년 이전에는 장주기 변동의 진폭은 작고, 트렌드는 완만하게 나타났지만 1960년 이후 연 강수량의 장주기 변동의 진폭과 트렌드가 급격히 증가하는 것으로 나타났다. 이는 전체적인 경향성과 장주기성 변동이 과거보다 현재 강우 강도에 영향을 미침을 알 수 있다.

3.3 생활기상지수

기온과 강수 분석에서도 알 수 있듯이, 전지구적으로 나타나는 기후변화는 그와 관련된 극한현상의 강도와 발생빈도의 증가에 영향을 준다(Meehl et al., 2000). 또한 극한 현상으로 인한 피해도 점차 증가하고 있는데(Lesk et al., 2016), 본 연구에서는 실효습도, 열 스트레스 지수, 건조지수 분석을 통해 기후변화로 인한 극한 현상의 변화를 분석하였다.

Figures 7a, b는 1905~2021년의 부산의 실효습도와 건조지수의 시계열을 나타냈다. 실효습도의 경년 트렌드는 $-0.25\% \text{ decade}^{-1}$ 로 통계적으로 99% 유의하게 감소하는 경향이 나타났고, 특히 봄철 실효습도 감소율이 $-0.44\% \text{ decade}^{-1}$ (99% 유의)로 가장 크게 나타났다. 이는 지구온난화 경향에 따라 과거에 비해 현재 산불발생 가능성이 증가했고, 특히 다른 계절보다 봄에 산불발생 위험이 더 높게 나타남을 암시한다. 이는 봄철에 산불이 집중적으로 발생한다는 이전의 연구와 일치한다(Lee et al., 2001; Lee et al., 2004; Won

et al., 2016).

Figure 7b에서 나타난 건조지수의 트렌드는 통계적으로 유의하지 않았지만, 건조지수의 평균값은 61로 Table 4의 구분에 따라 매우 강한 습윤의 특징을 나타낸다. 건조지수의 습윤상태는 Fig. 7a에서 나타난 실효습도의 감소추세와 상반된 결과로 보인다. 이는 분석에 사용된 건조지수가 강수량에 비례하기 때문에 부산은 강수의 영향으로 건조지수가 습윤한 상태를 나타내는 것으로 여겨진다.

Figures 7c, d는 각각 1904~2021년간 7~9월의 WBGT, 불쾌지수의 분포를 나타낸 그림이다. 2.2.2.2에서 정의한 위험일은 7월 초에서 8월 말에 집중적으로 나타나고, 시간이 지날수록 9월에도 위험일에 해당하는 값이 더 크게 기록됨을 볼 수 있다. 또한 각 지수 별 5월에서 9월까지 위험일의 증가율은 $1.38 \text{ day decade}^{-1}$, $0.74 \text{ day decade}^{-1}$ 로 95% 신뢰수준에서 유의하게 나타났다. 특히 기온의 변화점으로 구분한 각 시기의 위험일은 P1일 때 WBGT (불쾌지수)가 평균 65.1일(33.2일), P2일 때 72.0일(37.0일)로 변화점 이전과 이후의 위험일의 증가가 분명히 드러난다.

3.4 극한값의 변동성과 기후변화

기온과 강수량의 극한값은 1905~2021년간 연간 최대 일 최고기온(TXx)과 RX1D로 계산하였고, 각 극한값의 트렌드는 기온은 $0.10^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ (99% 유의),

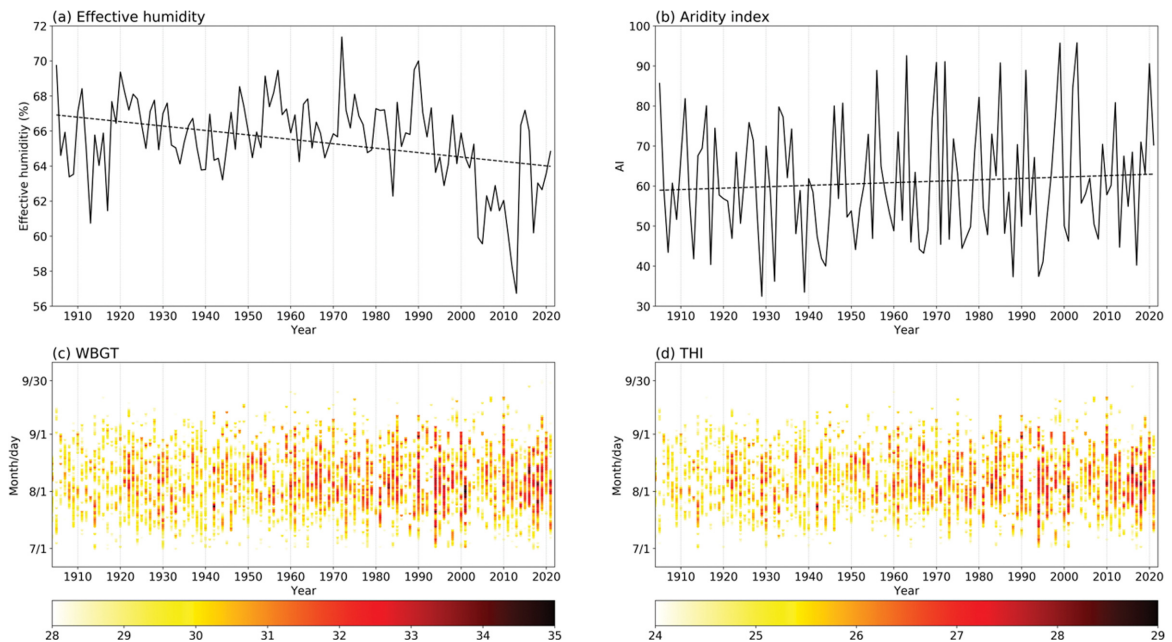


Figure 7. Time series trend analysis of (a) effective humidity (%), (b) aridity index at Busan from 1905 to 2021. (c) is WBGT distribution from July to September at Busan from 1905 to 2021. (d) is the same as in (c) except for THI.

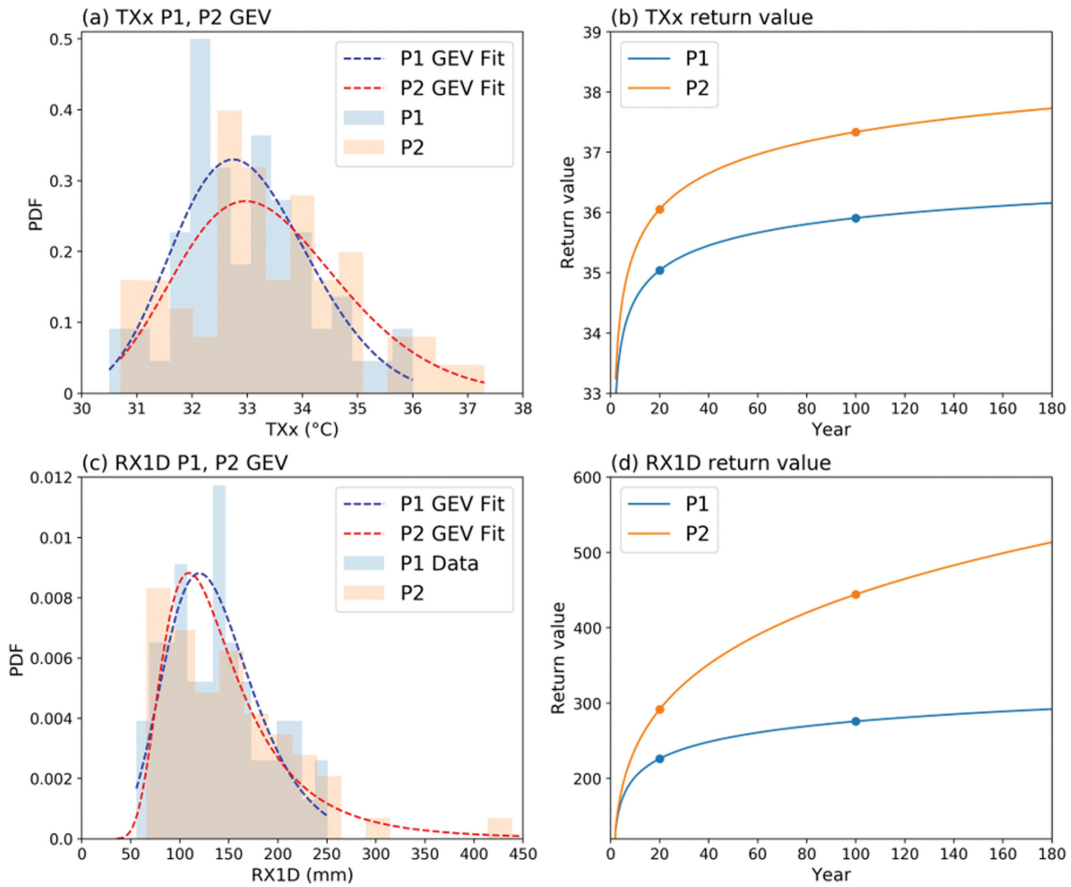


Figure 8. (a) is Probability density function of GEV distribution of annual maximum daily maximum temperature (TXx) averaged in Busan from 1905 to 1964 (blue), and 1965 to 2021 (red). (b) presents the daily probable temperature amounts for given return-periods in Busan from 1905 to 1964 (blue), and 1965 to 2021 (orange). (c), (d) are the same as in (a), (b) but for daily maximum precipitation and during 1905~1963 (blue), and 1964~2021 (red).

RX1D는 $1.35 \text{ mm decade}^{-1}$ (유의하지 않음)로 증가하는 경향을 보였다.

Figure 8은 기온과 강수의 GEV 분포와 확률 기온과 강수량을 나타낸 그래프이다. Figure 8a, b를 살펴보면 기온은 변화점에 맞추어 나는 기간 P1(1905~1964년), P2(1965~2021년)의 TXx의 분포와 확률기온을 나타냈다. 확률 기온의 경우, P1과 P2의 20년(100년)에 한 번 나타나는 확률 기온은 각각 $35.0^{\circ}\text{C}(35.9^{\circ}\text{C})$, $36.1^{\circ}\text{C}(37.3^{\circ}\text{C})$ 로 나타났다. 이는 P2의 확률기온이 P1보다 $1.1^{\circ}\text{C}(1.4^{\circ}\text{C})$ 높게 나타났고, 과거 기간에 비해 현재 나타나는 극한 기온이 더 높음을 의미한다.

Figure 8c, d는 강우강도의 변화점을 기준으로 P1'(1905~1963년)과 P2'(1964~2021년)로 나누어 RX1D의 분포와 확률 강수량을 나타낸 그림이다. 강수 분석에서는 P2의 20년(100년)에 한번 나타나는 확률 강수량은 각각 $291.8 \text{ mm}(444.4 \text{ mm})$ 로, P1의 확률 강수량

$226.3 \text{ mm}(275.8 \text{ mm})$ 보다 $65.5 \text{ mm}(168.6 \text{ mm})$ 크게 나타났다. 이를 통해 과거보다 현재 극한 강수의 강도가 증가하고, 확률 강수량 역시 확률 기온과 마찬가지로 재현 기간이 길어질수록 반환값이 증가함을 알 수 있다.

4. 부산과 다른 지점과의 비교 분석결과

4.1 기온

각 지점별로 일 기온의 경년 변화, 계절별 경년 변화의 트렌드를 살펴보면 서울, 대구, 부산은 모든 기온이 95% 신뢰수준에서 유의하게 증가했다. 다만 목표는 가을, 겨울 일 기온의 경년 변화 트렌드가 통계적으로 유의하지 않았다. 경년 변화와 계절별 경년 변화가 모두 유의한 추세를 보인 서울, 대구, 부산을 비교했을 때, 서울(대구)의 평균기온, 최저기온, 최고기

은 경년 변화 트렌드는 $0.31^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ ($0.34^{\circ}\text{C decade}^{-1}$), $0.35^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ ($0.38^{\circ}\text{C decade}^{-1}$), $0.25^{\circ}\text{C decade}^{-1}$ ($0.28^{\circ}\text{C decade}^{-1}$)로 나타났다. 즉, 서울과 대구의 경년변화 분석에서 최저기온의 변화율은 평균기온, 최고기온의 변화율보다 크게 나타났다고 볼 수 있다. 반면 부산은 가을 평균을 제외한 경년변화 분석에서 최저기온(연 평균: $0.24^{\circ}\text{C decade}^{-1}$, 봄: $0.25^{\circ}\text{C decade}^{-1}$, 여름: $0.22^{\circ}\text{C decade}^{-1}$, 겨울: $0.24^{\circ}\text{C decade}^{-1}$)이 아닌 최고기온의 증가율(연 평균: $0.27^{\circ}\text{C decade}^{-1}$, 봄: $0.31^{\circ}\text{C decade}^{-1}$, 여름: $0.23^{\circ}\text{C decade}^{-1}$, 겨울: $0.31^{\circ}\text{C decade}^{-1}$)이 가장 크게 나타났다. 따라서 부산 최고기온의 변화는 장기간 분석과 유사하게 부산 지역 기후 고유의 특징이고, 어떤 영향을 주고받았는지에 대해서는 도시기후환경 변화에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 사료된다.

4.2 강수

1954년부터 2021년까지 네 지점의 연 총 강수량의 경년 변화와 계절별 경년 변화의 추세는 90%의 유의 수준에서 살펴봤을 때 어느 지점에서든 유의하지 않았고, 무 강수일수의 트렌드는 대구 여름 평균만 90% 유의하게 나타났다.

Figure 9는 1954~2021년간 일 강수량의 연 주기 분석을 나타낸 그림이다. 여기서 서울은 7~9월의 기간 동안 하나의 강한 피크가 나타나고, 대구와 목포는 7월과 8월 말에 2개의 피크, 부산은 장기간 분석과 유사하게 5월, 7월, 9월에 3개의 피크가 나타난다. 타 지점들은 7~9월에 강수량이 집중되어 나타나지만, 부산

에 나타난 5월 피크는 봄철 우기로 인한 특징으로 분석된다. 봄철 강수량은 전라남도 동부 지역과 경상남도, 그 중 진주와 부산을 중심으로 한 남부지방에 집중적으로 나타나며, 고위도로 갈수록 감소하는 특징을 보인다. 이는 이동성 고기압의 영향으로 중국 남쪽에서 수증기를 유입 받아 이동성 고기압 후면에 발달한 이동성 저기압이 남해안에 주로 비를 내리기 때문이다(Kim et al., 2005; Kim et al., 2012).

Figure 10은 네 지점의 EOF 모드를 1번부터 3번까지 나타낸 그림이다. 각 지점의 1번 모드는 공통적으로 7월에 피크가 나타났다. 이는 장마의 영향이 네 지점의 강수량에 가장 큰 영향을 준다는 것을 의미한다. 2번 모드에서는 네 지점 모두 8월에 최고점이 나타나지만 내륙도시인 서울, 대구는 7월에, 연안도시인 목포, 부산은 6월에 저점이 나타났다. 3번 모드에서는 서울, 대구, 목포에서 6월, 9월에 피크가 나타났다. 부산 역시 2개의 피크가 나타났지만 4월과 9월에 나타났다. 3번 모드의 차이는 연 주기 분석과 마찬가지로 부산지역에서 나타나는 봄철 우기의 특징을 나타낸다.

4.3 생활기상지수

1954~2021년의 실효습도의 트렌드 분석에서 서울, 대구, 부산은 전 계절에서 유의하고(95%), 목포는 가을을 제외한 모든 계절의 트렌드가 유의하지 않았다. 유의한 값들을 비교했을 때, 목포를 제외한 세 지점은 실효습도가 감소하는 트렌드를 보이고, 그 중에서도 겨울철 실효습도 변화율($-2.34\% \text{ decade}^{-1}$, -2.17%

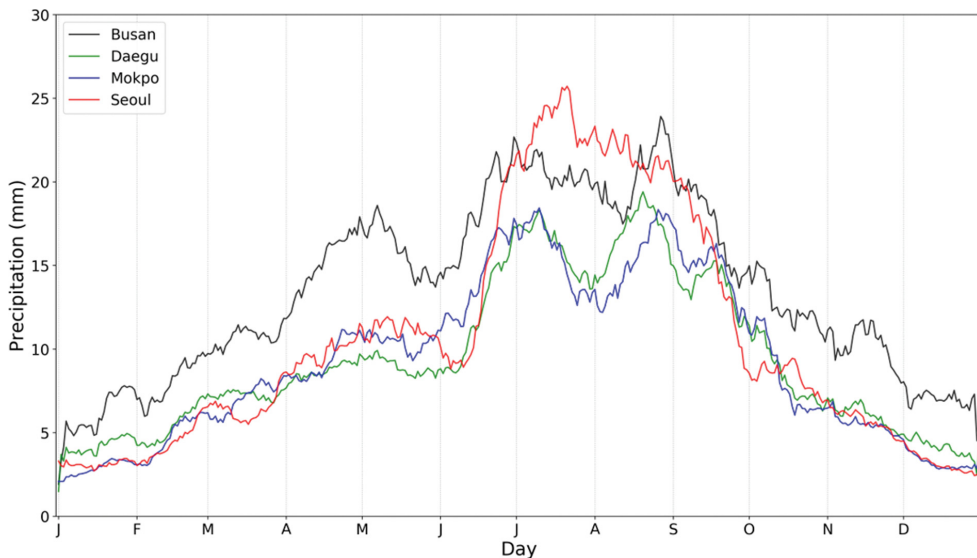


Figure 9. The same as Fig. 4 but for Seoul (red), Daegu (green), Mokpo (blue) Busan (black) during 1954~2021.

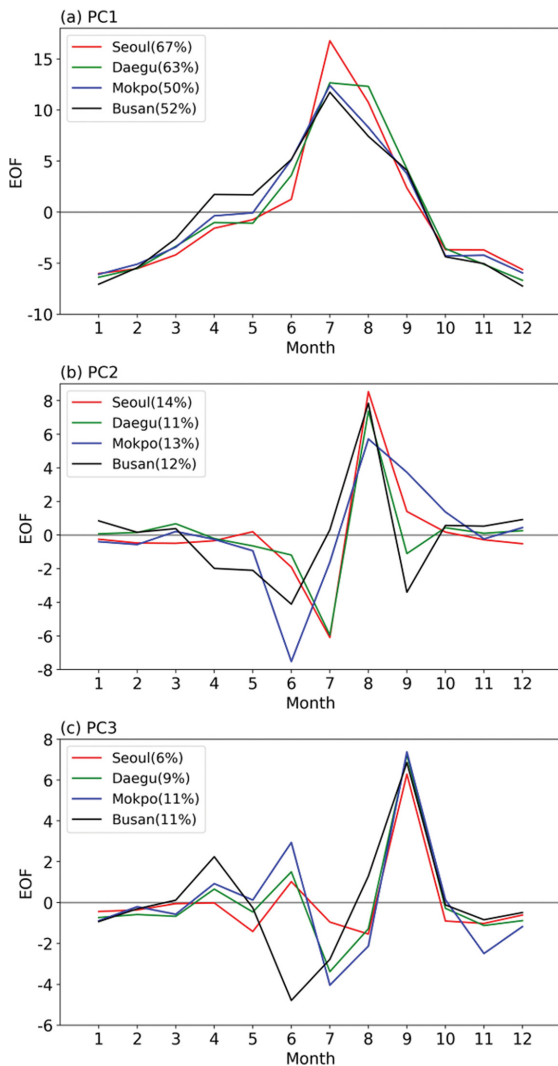


Figure 10. The principal modes of monthly precipitation EOF analysis in Seoul (red), Daegu (green), Mokpo (blue) Busan (black). (a) are the first principal modes, (b) are the second principal modes, (c) are the third principal modes.

decade⁻¹, -1.18% decade⁻¹)이 가장 크게 감소하고 가을에 가장 적게 감소(-1.56% decade⁻¹, -1.20% decade⁻¹, -0.46% decade⁻¹)함을 보였다. 반면 목포는 연 평균, 계절평균 실효습도가 증가하는 트렌드를 보였고, 그 중 가을에 실효습도 변화율이 가장 크게 증가했다(0.67% decade⁻¹). 부산의 실효습도는 목포를 제외한 다른 지역에 비해 실효습도 변화율이 가장 작게 나타나는데, 이는 부산이 내륙지역인 서울과 대구에 비하여 덜 건조한 연안도시의 특성을 보여준다.

5-9월의 열 지수 분포에서는 앞선 장기간 분석과

유사하게 두 지수의 위험일이 주로 7월 중순에서 8월 말에 집중되었다. 또한 연 평균 열지수의 트렌드는 95% 유의수준에서 네 지점 모두 증가하는 추세를 보였다. 열 지수의 변화율 중 가장 크게 나타난 지점은 WBGT는 목포(0.16 decade⁻¹), 불쾌지수는 서울(0.17 decade⁻¹)로 분석되었고, 부산은 WBGT에서 두번째, 불쾌지수는 세번째로 큰 값을 기록했다.

건조지수의 지점별 경년 변화는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 건조지수의 표준편차는 서울, 부산, 목포, 대구 순으로 나타났고, Table 4의 분류에 따라 대구, 목포는 습윤, 서울, 부산은 매우 강한 습윤을 나타냈다. 같은 연안 도시인 목포보다 내륙도시인 서울의 건조지수가 높게 나타난 것은, 본 연구에서 이용한 건조지수가 습도 값이 아닌 강수량으로 계산되는 지수이기 때문에 목포보다 강수량 변동성이 큰 서울이 더 습윤하게 분석되었음을 추측할 수 있다. 이는 건조지수와 습도 값과의 상관관계 분석에서 유의한 값이 나오지 않은 것으로 확인해 볼 수 있다.

4.4 극한값 변동과 기후변화

각 지점별 기온과 강수량의 극한값은 부산의 장기간 분석과 유사하게 1954~2021년의 TXx와 RX1D로 계산했다. 기온 값의 트렌드는 부산만 99% 신뢰수준에서 유의하게 나타났고(0.34°C decade⁻¹), RX1D는 대구만 90% 신뢰수준으로 유의하게 나타났(5.17 mm decade⁻¹). 또한, 각 지점별 68년(1954~2021) 분석에서 변화점을 기준으로 기간을 구분하면 기준에 따른 자료 길이의 차이가 발생한다. 그래서 지점별 비교 분석에서는 시기를 전반기 30년(1954~1983년)과 후반기 30년(1992~2021년)으로 나누어 과거와 최근 30년 동안의 기온과 강수량의 극한값 변화를 살펴보았다.

기온의 극한 값인 TXx의 확률 기온을 보면 네 지점 모두 공통적으로 전반기 30년보다 후반기 30년의 반환값이 더 크게 나타나는 것을 볼 수 있다(Fig. 11). 다만 서울과 목포의 확률기온은 재현 기간이 길어질수록 전반기 30년과 후반기 30년의 확률 기온의 차이가 증가했고, 대구는 50년 이후의 반환값이 약 0.3°C로 일정한 차이를 보였으며 부산은 차이가 감소하는 경향을 보였다.

Figure 12에서, 서울과 부산은 100년에 한번 나타나는 확률 강수량이 각각 약 200 mm, 120 mm로 크게 증가했고, 대구는 재현기간이 70년 이상인 경우 전반기 30년의 확률 강수량이 후반기 30년의 확률 강수량보다 크게 나타났으며(-7 mm), 목포는 서울, 부산과는 반대로 전반기 30년의 확률 강수량이 후반기 30년의 확률 강수량보다 크게 나타났(-178 mm). 이는 목포의 확률 강수량은 오히려 최근 기간에 감소하고, 대구는 확률 강수량의 값이 역전하며, 서울과 부산의

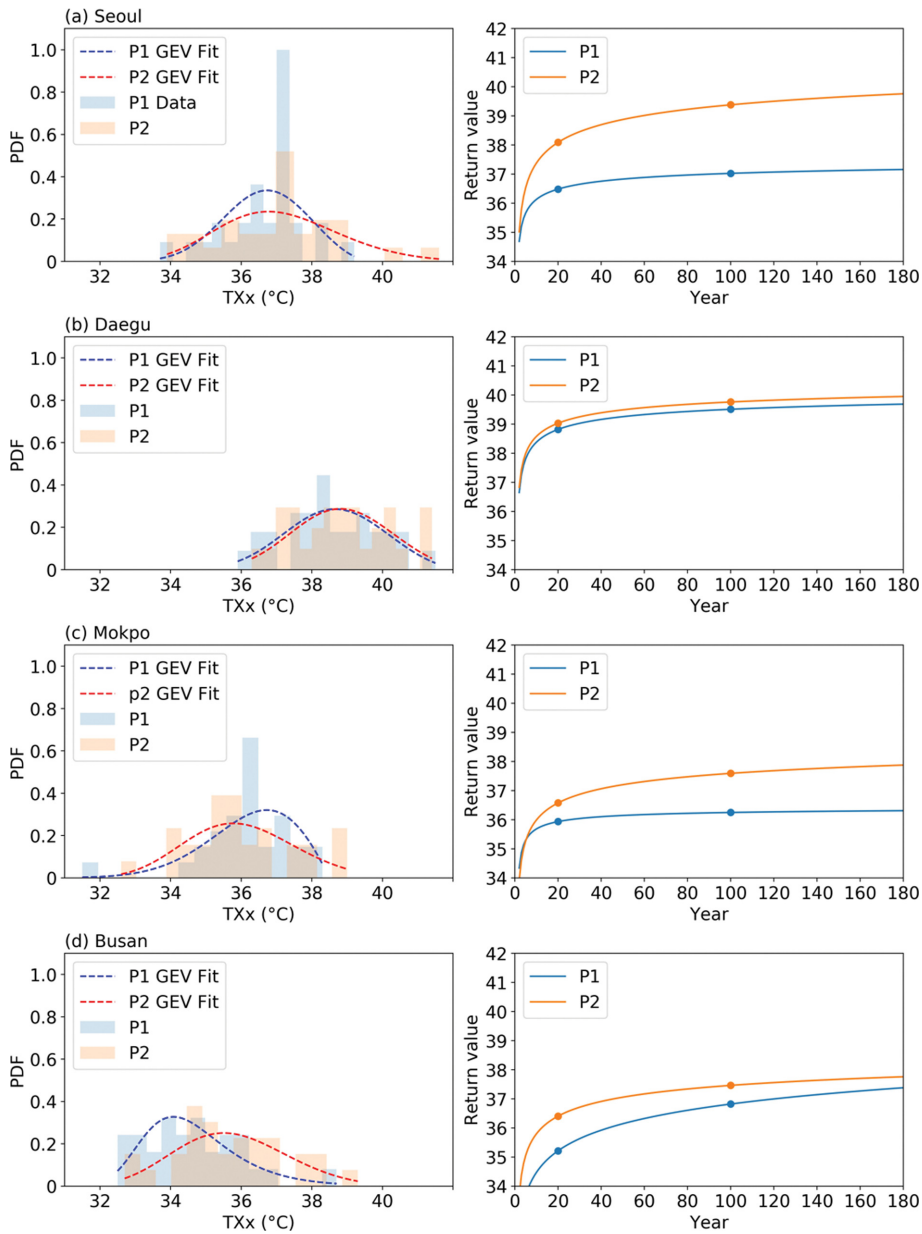


Figure 11. Probability density function of GEV distribution and the daily probable temperature amounts for given return-periods of annual maximum daily maximum temperature (TXx) averaged during 1954~1983 (blue), and 1992~2021 (red) in (a) Seoul. (b), (c), (d) are the same as (a) but for Daegu, Mokpo, and Busan.

극한 강수는 과거 30년보다 최근 30년동안에 더 크게 증가하였음을 알 수 있다. 다만 지점별 극한 분석을 실시할 때 전반기와 후반기를 30년이라는 짧은 기간으로 나누었기 때문에, 100년에 한 번 나타나는 극한값과 같이 긴 기간에 한번 나타나는 극한값 해석에 유의할 필요가 있다.

5. 결 론

본 연구에서는 부산 지역의 장기간 기후변화의 특성과 다른 지점과의 비교 분석을 통해 부산의 고유한 특징을 파악하였다. 기온과 강수 외에 다양한 생활기상지수들을 활용하여 Lepage test, 선형회귀분석, EOF

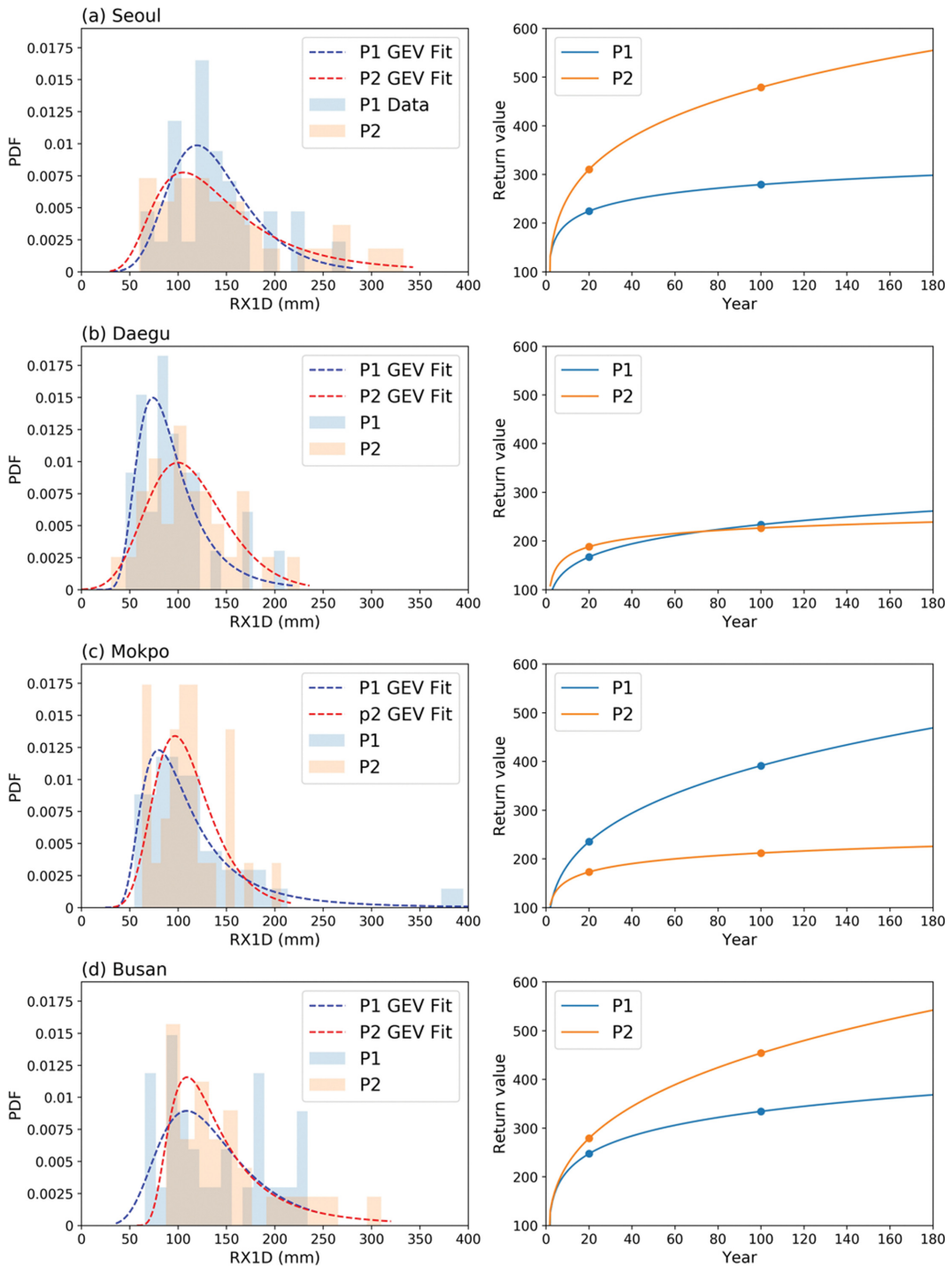


Figure 12. The same as Fig. 11 but for daily maximum precipitation.

분석, EEMD 분석법 등 다양한 방법들을 이용하여 분석을 수행했다.

부산의 장기간 기온 분석에서 겨울철 일 기온의 경년 변화의 경우 최고기온의 증가율이 평균기온과 최

저기온의 증가율보다 높게 나타났다. 다른 지점과의 비교에서도 서울과 대구는 최저기온의 경년 변화율이 가장 크게 나타났지만, 부산은 가을을 제외한 경년 변화 분석에서 최고기온의 증가율이 가장 크게 나타났다. 특히 부산의 겨울철 최고기온의 변화는 다른 지점과 달리 부산의 고유한 특성으로서, 부산 지역 기후에 어떠한 영향을 주는지에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다. Lepage test를 실시했을 때, 1965년에 유의한 변화점이 나타났고, 변화점을 기준으로 기간을 1905~1964년(P1), 1965~2021년(P2)로 나누어 변동율을 분석한 결과 평균기온의 연간 변동과 계절적 변동은 시간에 따라서 증가한 것으로 나타났다. 기온의 EEMD 분석에서는 경향모드가 가장 큰 영향을 미치지만, 전체 분산 비율에서 60% 이상을 설명하는 평균기온, 최저기온의 경향모드와 달리 최고기온의 경향모드는 48.4%로 다른 기온에 비해 적은 영향이 나타났다. 또한 최고기온의 장주기 변동에서 평균기온, 최저기온보다 강한 변동이 나타났고, 특히 1980년 이후로 최고기온의 장주기 모드의 진폭이 다른 기온에 비해 크게 나타나, P2 기간의 최고기온 증가율에 영향을 미친 것으로 추정된다.

부산의 강수 분석에서는 연 총 강수량과 연 무 강수일수가 증가하는 경향을 보였고, 부산의 강우 강도 또한 지속적으로 증가하는 것을 알 수 있었다. 또한 일 강우 강도의 Lepage test에서는 1964년에 변화점이 나타났고, 변화점을 기준으로 기간을 1905~1963년(P1)과 1964~2021년(P2)로 나누어 변동성을 분석한 결과 강수량의 연 주기를 설명하기 위해 강수량의 연 구조가 더 중요하다는 결론을 내렸다. 월 강수량의 EOF 분석에서 1번 모드와 2번 모드의 영향으로 세번째 강수 피크가 9월 중순에서 8월 말로 당겨져 나타나, 부산 가을 강수의 특성이 변화하였음을 보였다. 각 지점별 일 강수량의 연 주기 분석에서는 다른 지점은 7~9월 장마의 영향으로 피크가 나타났지만, 부산의 5월 피크는 봄철 우기로 인한 고유한 특징이라 볼 수 있다. 이는 각 지점별 EOF 분석의 3번 모드에서도 봄철 우기에 의한 특징을 보여준다. 연 총 강수량의 EEMD 분석에서는 경년 변동성이 주된 영향을 미치지만, 장주기 변동성과 경향모드에서 1960년 이후 연 강수량의 진폭과 추세가 급격히 증가하는 것으로 나타나 근래 강수량에 영향을 미쳤음을 파악할 수 있다.

기후변화로 인한 극한 현상의 변화를 추정하기 위해 여러 생활기상지수를 분석하였다. 그 중 하나인 실효습도는 부산의 장기간 분석에서 99% 유의하게 감소하는 경향이 나타났고, 특히 봄철 실효습도 감소율이 가장 크게 나타났다. 이는 지구온난화 경향에 따라 과거에 비해 현재 산발발생 가능성이 증가했고, 특

히 봄에 산발발생 위험이 다른 계절의 경우보다 더 높게 나타남을 암시한다. 하지만 지점별 비교에서는 부산의 실효습도는 다른 지역에 비해 실효습도 변화율이 가장 작게 나타나는데, 이는 부산이 연안도시로서 내륙도시인 서울, 대구에 비하여 덜 건조한 특성을 보여준다. 건조지수의 트렌드는 장기간 분석과 지점별 분석에서도 통계적으로 유의하지 않았다. 하지만 대구, 목포는 습윤, 서울, 부산은 매우 강한 습윤이 나타났는데 같은 연안 도시인 목포보다 내륙도시인 서울의 건조지수가 높게 나타난 것은 건조지수가 습도 값이 아닌 강수량으로 계산되는 지수이므로 연안도시인 목포보다 강수량 변동성이 큰 서울이 더 습윤한 것으로 사료된다. 두 열지수의 WBGT, 불쾌지수의 위험일은 7월에서 8월 말에 집중적으로 나타나고, 1965년 이전에 비해 이후 기간에 위험일의 증가가 두드러지게 나타났다.

부산의 기온과 강수량의 극한값은 TXx와 RX1D로 계산하였고, 과거보다 현재 나타나는 극한 기온과 극한 강수의 강도가 증가함을 보였다. 확률 기온과 확률 강수량은 재현 기간이 길어질수록 반환값이 증가하는 것으로 나타났다. 각 지점별 기온과 강수량의 극한값을 전반기 30년과 후반기 30년으로 나누어 과거와 현재의 기온과 강수량의 극한값의 변화를 살펴본 있는데, 역시 장기간 분석과 유사하게 네 지점 모두 전반기보다 후반기의 반환값이 더 크게 나타나는 것을 파악할 수 있다. 다만 서울과 목포의 확률기온은 재현기간이 길어질수록 전반기와 후반기의 확률기온의 차가 증가했고, 대구는 50년 이후의 반환값이 약 0.3°C로 일정한 차이를 보였으며 부산은 그 차이가 감소하는 경향을 보였다. 확률 강수량 분석에서는 목포는 전반기와 후반기의 차이가 감소하고, 서울과 부산의 극한 강수는 전반기와 후반기의 차이가 증가하는 것을 보여주었다.

이러한 결과는 부산의 장기간 기후학적 특징과 차이, 극한현상의 변화를 전반적으로 이해하고 추후 부산과 관련한 기후변화의 특징을 이해하는데 도움이 될 것으로 기대된다.

감사의 글

“본 연구는 부산대학교 기본연구지원사업(2년)에 의하여 연구가 수행되었음”. 자료수집에 도움을 준 기후과학연구소 정우진 연구원께 감사를 드립니다.

REFERENCES

Ahn, S. K., W. Y. Choi, H. J. Shin, and J. H. Heo, 2016: Correlation analysis between climate indices and

- Korean precipitation and temperature using empirical mode decomposition: II. Correlation analysis. *Journal of Korea Water Resources Association*, **49**, 207-215, doi:10.3741/JKWRA.2016.49.3.207.
- An, S.-I., K.-J. Ha, K.-H. Seo, S.-W. Yeh, S.-K. Min, and C.-H. Ho, 2011: A review of recent climate trends and causes over the Korean peninsula. *Journal of Climate Change Research*, **2**, 237-251.
- Cho, E. S., and C. S. Yoo, 2020: Analysis of the spatiotemporal behavior of precipitation in south Korea based on EOF and CSEOF analyses. *Journal of the Korean Society of Hazard Mitigation*, **20**, 21-32, doi:10.9798/KOSHAM.2020.20.4.21.
- Choi, B.-C., J. Y. Kim, D.-G. Lee, and J. Kysely, 2007: Long-term trends of daily maximum and minimum temperatures for the major cities of South Korea and their implications on human health. *Atmosphere*, **17**, 171-183.
- Choi, G. Y., and Coauthors, 2009: Changes in means and extreme events of temperature and precipitation in the Asia-Pacific Network region, 1955~2007. *Int. J. Climatol: A Journal of the Royal Meteorological Society*, **29**, 1906-1925, doi:10.1002/joc.1979.
- Coscarelli, R., R. Gaudio, and T. Caloiero, 2004: Climatic trends: an investigation for a Calabrian basin (southern Italy). *IAHS PUBLICATION*, **286**, 255-266.
- Ha, K.-J., and E. Ha, 2006: Climatic change and interannual fluctuations in the long-term record of monthly precipitation for Seoul. *Int. J. Climatol: A Journal of the Royal Meteorological Society*, **26**, 607-618, doi:10.1002/joc.1272.
- Ho, C.-H., 2003: Autumn rainy season and typhoon. In *Proceedings of the KGS. The Korean Geographical Society*, 87-90.
- Hong, S.-K., 1987: Meteorology and fire.
- Huang, N. E., and Z. Wu, 2008: A review on Hilbert-Huang transform: Method and its applications to geophysical studies. *Rev. Geophys*, **46**, doi:10.1029/2007RG000228.
- In, S.-R., S.-O. Han, E.-S. Im, K. -H. Kim, and J. K. Shim, 2014: Study on temporal and spatial characteristics of summertime precipitation over Korean Peninsula. *Atmosphere*, **24**, 159-171, doi:10.14191/Atmos.2014.24.2.159.
- IPCC, 2022: Summary for Policymakers [Pörtner, H.-O., D. C. Roberts, E. S. Poloczanska, K. Mintenbeck, M. Tignor, A. Alegria, M. Craig, S. Langsdorf, S. Löschke, V. Möller, A. Okem (eds.)]. In: *Climate Change 2022: Impacts, Adaptation, and Vulnerability*. Contribution of Working Group II to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [H.-O. Pörtner, D. C. Roberts, M. Tignor, E. S. Poloczanska, K. Mintenbeck, A. Alegria, M. Craig, S. Langsdorf, S. Löschke, V. Möller, A. Okem, B. Rama (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA, pp. 3-33, doi:10.1017/9781009325844.001.
- Japan Sports Association, 2019: Guidebook for Prevention of Enthusiasm during Sports Activities. <https://www.wbgt.env.go.jp/wbgt.php#guideline>.
- Kharin, V. V., and F. W. Zwiers, 2000: Changes in the extremes in an ensemble of transient climate simulations with a coupled atmosphere-ocean GCM. *J. Climate*, **13**, 3760-3788, doi:10.1175/1520-0442(2000)013<3760:CITEIA>2.0.CO;2.
- Kim, E.-H., M.-K. Kim, and W.-S. Lee, 2005: The regional characteristics of daily precipitation intensity in Korea for recent 30 years. *Journal of the Korean Earth Science Society*, **26**, 404-416.
- Kim, G.-U., J. Ok, K.-H. Seo, and S.-D. Han, 2012: Interdecadal variability and future change in spring precipitation over South Korea. *Atmosphere*, **22**, 449-454, doi:10.14191/Atmos.2012.22.4.449.
- Kim, H. H., K. Mizuno, and W.-S. Kong, 2022: Climate characteristics of South Korean Island region analyzed with AWS observation data. *Journal of Climate Change Research*, **13**, 399-408, doi:10.15531/kscrcr.2022.13.4.399.
- Kim, J.-H., and H.-D. Kim, 2017: Comparison of several heat stress indices for the 2016 heat wave in Daegu. *Journal of Environmental Science International*, **26**, 1399-1405, doi: 10.5322/JESI.2017.26.12.1399.
- Kim, J.-U., J. Sang, M.-K. Kim, Y.-H. Byun, D.-H. Kim, and T.-J. Kim, 2022: Future climate projection in South Korea using the high-resolution SSP scenarios based on statistical downscaling. *Journal of Climate Research*, **17**, 89- 106, doi:10.14383/crj.2022.17.2.89.
- Kioutsioukis, I., D. Melas, and C. Zerefos, 2010: Statistical assessment of changes in climate extremes over Greece (1955~2002). *Int. J. Climatol*, **30**, 1723-1737, doi:10.1002/joc.2030.
- Koo, G.-S., K.-O. Boo, and W.-T. Kwon, 2007: The estimation of urbanization effect in Global warming over Korea using daily maximum and minimum temperatures. *Atmosphere*, **17**, 185-193.
- Choi, Y.-E., S.-K. Min, D.-H. Cha, S.-J. Kim, and S.-W. Kim, 2021: 2020 Comprehensive Analysis Report on Climate Change Monitoring. (Report No. 11-1360000-

- 001685-01). *Korea Meteorological Administration*, [Available online at <http://www.climate.go.kr/home/bbs/view.php?code=54&bname=publication&vcode=6592&cpage=1&vNum=120&skind=&sword=&category1=&category2=>].
- Kwon, J.-I., and Y.-E. Choi, 2014: A study on the timing of spring onset over the Republic of Korea using ensemble empirical mode decomposition. *Journal of the Korean Geographical Society*, **49**, 675-689.
- Lee, G.-B., 2015: Data-driven signal decomposition using improved ensemble EMD method. *Journal of the Korea Institute of Information and Communication Engineering*, **19**, 279-286, doi:10.6109/jkiice.2015.19.2.279.
- Lee, H.-S., 2022: Increase of extreme events and following changes in the worldwide forest ecosystem. *Journal of Geography (Jirihak Nonchong)*, **68**, 61-70.
- Lee, S.-H., and K.-H. Seo, 2011: A multi-scale analysis of the interdecadal change in the Madden-Julian Oscillation. *Atmosphere*, **21**, 143-149, doi:10.14191/Atmos.2011.21.2.143.
- Lee, S.-H., and I.-H. Heo, 2011: The impacts of urbanization on changes of extreme events of air temperature in South Korea. *Journal of the Korean Geographical Society*, **46**, 257-276.
- Lee, S.-Y., S.-Y. Han, S.-H. An, J.-S. Oh, M.-H. Jo, and M.-S. Kim, 2001: Regional analysis of forest fire occurrence factors in Kangwon province. *Korean Journal of Agricultural and Forest Meteorology*, **3**, 135-142.
- _____, _____, M.-S. Won, S.-H. An, and M.-B. Lee, 2004: Developing of forest fire occurrence probability model by using the meteorological characteristics in Korea. *Korean Journal of Agricultural and Forest Meteorology*, **6**, 242-249.
- Lei, Y., Z. He, and Y. Zi, 2009: Application of the EEMD method to rotor fault diagnosis of rotating machinery. *Mechanical Systems and Signal Processing*, **23**, 1327-1338, doi:10.1016/j.ymssp.2008.11.005.
- Lesk, C., P. Rowhani, and N. Ramankutty, 2016: Influence of extreme weather disasters on global crop production. *Nature*, **529**, 84-87, doi:10.1038/nature16467.
- Liang, C., G. Zheng, N. Zhu, Z. Tian, S. Lu, and Y. Chen, 2011: A new environmental heat stress index for indoor hot and humid environments based on Cox regression. *Building and Environment*, **46**, 2472-2479, doi:10.1016/j.buildenv.2011.06.013.
- Liu, Y., G. Huang, and R. Huang, 2011: Inter-decadal variability of summer rainfall in Eastern China detected by the Lepage test. *Theor. Appl. Climatol*, **106**, 481-488, doi:10.1007/s00704-011-0442-8.
- Martonne, E. D. 1926: L'indice d'aridité. *Bulletin de l'Association de géographes français*, **3**, 3-5, doi:10.3406/bagf.1926.6321.
- Meehl, G. A., and C. Tebaldi, 2004: More intense, more frequent, and longer lasting heat waves in the 21st century. *Science*, **305**, 994-997, doi:10.1126/science.1098704.
- _____, F. Zwiers, J. Evans, T. Knutson, L. Mearns, and P. Whetton, 2000: Trends in extreme weather and climate events: issues related to modeling extremes in projections of future climate change. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, **81**, 427-436, doi:10.1175/1520-0477(2000)081<0427:TIEWAC>2.3.CO;2.
- Na, H., and W.-S. Jung, 2020: Autumn typhoon affecting the Korean Peninsula—Past and present characteristics. *J. Korean Soc. Atmos. Environ.*, **36**, 482-491, doi:10.5572/KOSAE.2020.36.4.482.
- Park, B.-I. 2011: The change of seasonal trend appeared in wintertime daily mean temperature of Seoul, Korea. *Journal of the Korean Geographical Society*, **46**, 152-167.
- Park, M.-H., and Coauthors, 2016: Analysis on variation of diurnal temperature range of Busan and Daegu according to urbanization. *Journal of Environmental Science International*, **25**, 295-310, doi:10.5322/JESI.2016.25.2.295.
- Pellicone, G., T. Caloiero, and I. Guagliardi, 2019: The De Martonne aridity index in Calabria (Southern Italy). *Journal of Maps*, **15**, 788-796, doi:10.1080/17445647.2019.1673840.
- Tabari, H., P. Hosseinzadeh Talaee, S. S. M. Nadoushani, and P. Willems, 2014: A survey of temperature and precipitation based aridity indices in Iran. *Quat. Int.*, **345**, 158-166, doi:10.1016/j.quaint.2014.03.061.
- Thom, E. C. 1959: The Discomfort Index. *Weatherwise*, **12**, 57-61, doi:10.1080/00431672.1959.9926960.
- Won, M. S., S. H. Yoon, and K. C. Jang, 2016: Developing Korean forest fire occurrence probability model reflecting climate change in the spring of 2000s. *Korean Journal of Agricultural and Forest Meteorology*, **18**, 199-207, doi:10.5532/KJAFM.2016.18.4.199.
- Wu, Z., and N. E. Huang, 2009: Ensemble empirical mode decomposition: a noise-assisted data analysis method. *Advances in Adaptive Data Analysis*, **1**, 1-41, doi:10.1142/S1793536909000047.
- Yaglou, C. P., and D. Minaed, 1957: Control of heat casualties at military training centers. *Arch. Indust. Health*,

- 16, 302-316.
- Yonetani, T., and G. J. McCabe, 1994: Abrupt changes in regional temperature in the conterminous United States, 1895~1989. *Climate Res.*, **4**, 13-23, doi:10.3354/CR004013.
- Yousif, T. A., and H. M. Tahir, 2013: Application of Thom's thermal discomfort index in Khartoum state, Sudan. *Journal of Forest Products and Industries*, **2**, 36.
- Yun, J., K.-J. Ha, and Y.-H. Jo, 2018: Interdecadal changes in winter surface air temperature over East Asia and their possible causes. *Climate Dyn.*, **51**, 1375-1390, doi:10.1007/s00382-017-3960-y.
- Yun, K.-S., S.-H. Shin, K.-J. Ha, A. Kitoh, and S. Kusunoki, 2008: East Asian precipitation change in the global warming climate simulated by a 20-km mesh AGCM. *Asia-Pacific J. Atmos. Sci.*, **44**, 233-247.
- Zwiers, F. W. and V. V. Kharin, 1998: Changes in the extremes of the climate simulated by CCC GCM2 under CO₂ doubling. *J. Climate*, **11**, 2200-2222. doi: 10.1175/1520-0442(1998)011<2200:CITEOT>2.0.CO;2.