

지표면 기온 및 이슬점 온도를 고려한 여름철 월 최대 일 강수량의 비정상성 빈도해석

이옥정·심인경·김상단*[†]

부경대학교 지구환경시스템과학부 환경공학전공

*부경대학교 환경공학과 교수

Non-stationary frequency analysis of monthly maximum daily rainfall in summer season considering surface air temperature and dew-point temperature

Lee, Okjeong·Sim, Ingyeong·Kim, Sangdan*[†]

Division of Earth Environmental System Science (Major of Environmental Engineering), Pukyong National University

*Department of Environmental Engineering, Pukyong National University

(Received : 15 August 2018, Revised: 16 October 2018, Accepted: 16 October 2018)

요약

본 연구에서는 기후변화에 따른 극한 강우의 비정상성을 반영하기 위하여 GEV 분포의 3개 매개변수 중 위치매개변수를 공변량으로 적용하여, 지표면 기온(Surface air temperature, SAT) 및 이슬점 온도(Dew point temperature, DPT)을 고려한 비정상성 빈도해석이 실시된다. 부산 지점이 연구대상지점으로 선정되었으며, 5월부터 10월까지의 월 최대 일강수량을 이용하여 분석을 수행하였다. GEV 분포의 위치 매개변수를 위한 가장 적절한 공변량(기온과 이슬점 온도) 함수를 선택하기 위하여 다양한 모델을 구성하였으며, 구성된 모델 중 AIC(Akaike Information Criterion)가 가장 작은 모델을 최적 모델로 선정하였다. 분석 결과, $\exp(DPT)$ 가 공변량인 비정상성 GEV 분포가 가장 적합한 것으로 나타났다. 선택된 모델을 이용하여 기후변화 시나리오에 따른 확률강우량의 영향을 분석하였으며, 부산지점의 경우 미래 이슬점 온도가 증가함에 따라 확률강우량이 증가할 가능성이 매우 높음을 살펴볼 수 있었다.

핵심용어 : 비정상성빈도해석, GEV분포, 기상변수, 공변량

Abstract

In this study, the surface air temperature (SAT) and the dew-point temperature (DPT) are applied as the covariance of the location parameter among three parameters of GEV distribution to reflect the non-stationarity of extreme rainfall due to climate change. Busan station is selected as the study site and the monthly maximum daily rainfall depth from May to October is used for analysis. Various models are constructed to select the most appropriate co-variate(SAT and DPT) function for location parameter of GEV distribution, and the model with the smallest AIC(Akaike Information Criterion) is selected as the optimal model. As a result, it is found that the non-stationary GEV distribution with co-variate of $\exp(DPT)$ is the best. The selected model is used to analyze the effect of climate change scenarios on extreme rainfall quantile. It is confirmed that the design rainfall depth is highly likely to increase as the future DPT increases.

Key words : Non-Stationary Frequency Analysis, GEV distribution, Meteorological Variable, Co-variate

1. 서론

기후변화에 따른 극한 강우량의 증가는 홍수피해, 토양 손실, 산사태의 증가 등과 같은 중대한 사회적인 영향력을 가진다(Pall et al., 2011). 기온과 대기 중 수증기의 포화 증기압과

의 관계에 의하여 기온이 상승할 경우 극한 강우량의 분포가 변할 수밖에 없게 되기 때문에(O’Gorman and Schneider, 2009), 최근 수십 년 동안 지구가 온난화되면서 세계 도처의 극한 강우량이 증가하였다는 주장이 설득력을 얻고 있다(Min et al., 2011). 전 지구 기후모델의 모의 결과를 살펴보면, 극한 강우량과 관련된 수직풍의 크기 변화가 거의 없는 것에 비하여 온대 기후 지역의 극한 강우량은 열역학적 상승률(기온 1 °C 상승에 따른 강우량 6 % 증가)에 근접할 정도로 일관적으로 증가하는 것으로 보고되고 있다(O’Gorman et al., 2009).

[†] To whom correspondence should be addressed.
Professor, Department of Environmental Engineering, Pukyong National University
E-mail: skim@pknu.ac.kr,

현재의 기후 모델은 대규모의 기온 변화 패턴을 안정적으로 모의하고 있지만, 극한 강우량의 안정적인 모의에 대한 관점에서 보면 아직까지 많은 문제점이 있는 것으로 보고되고 있으므로(Romps, 2011), 기온과 강우량 관측자료로부터 지구 온난화에 따른 극한 강우량의 반응을 살펴보는 것은 합리적인 접근 방법들 중 하나가 될 것이다(O’Gorman, 2012).

극값 통계는 수문현상, 특히 공학적인 관심이 집중되는 극한 강우사상을 분석하는데 적합한 것으로 알려져 있다(Katz et al., 2002). 이 중 일반극치(GEV) 분포는 극한 강우의 특성을 살펴볼 때 널리 이용되어왔다. 전통적으로, GEV 분포는 관측자료의 근본적인 프로세스가 독립적이고 같은 분포(Independent and identically distributed, IID)로 구성되며 시간에 따라 변하지 않는다고(정상성) 가정하게 된다. 그러나 연 중 또는 수십 년 동안 자연스럽게 진행되는 기후의 변동성은 극한 강우의 규모와 빈도에 중요한 역할을 하고 있으며(Towler et al., 2010), 지구 온난화와 같은 장기간의 추세는 빈도해석분야에서 오랫동안 유지되어온 정상성 가정이 더 이상 유효하지 않을 수 있음을 시사하고 있다(Milly et al., 2008).

비정상성을 설명하기 위해, 그리고 전술한 바와 같이 기온 상승에 따른 극한 강우량 분포 변화를 살펴보기 위해, GEV 분포의 매개변수들을 일련의 예측 변수 또는 공변량을 이용하여 표현하고자 하는 연구가 진행되어 왔다(Coles, 2001). GEV 분포 매개변수들 중 일부를 대규모 대기 변수(El Adoluni et al., 2007), 극치 해수면의 경향성(Katz et al., 2002), 기온(Cooley, 2009) 등의 함수로 표현하여 비정상성 빈도해석을 수행한 것이 그 예이다. 이에 본 연구에서는 기상청 부산지점 자료를 중심으로 지표면 기온 및 이슬점 온도를 이용하여 극한 강우량의 비정상성 빈도해석을 수행하는 방법을 살펴보고자 한다.

2. 연구방법

2.1 기상자료

본 연구에서는 기상청 부산지점 일 기상자료를 이용하였다. 이 때 기존의 극값 통계 시 연단위로 분석되어 일 년에 하나의 자료를 추출하여 수행하나, 매개변수 추정이 어려운 문제점이 있음에 따라, 본 연구에서는 빈도해석을 수행하기 위하여 1961년부터 2017년까지 5월에서 10월까지의 일 강우량 자료를 이용하여, 월 최대 일 강우량 시계열을 추출하였다. 또한 매 월마다 월 평균 지표면 기온(SAT) 및 월 평균 이슬점 온도(DPT) 자료를 비정상성 빈도해석 시에 공변량으로 각각 적용하기 위하여 추출하였다.

2.2 정상성 GEV 분포

GEV 분포의 누가확률분포함수 F_{GEV} 는 아래 식(1)과 같이 정의된다.

$$F_{GEV} = \exp\left[-\left(1 - \frac{\beta}{\alpha}(x - x_o)\right)^{1/\beta}\right] \quad (1)$$

여기서 x 은 월 최대 일 강우량이며, α 은 축척 매개변수, β 은 형상 매개변수, x_o 은 위치 매개변수이다. 변수 x 의 범위는 매개변수 β 의 부호에 따라 결정되는데, $\beta < 0$ 일 때 x 은 $x_o + \alpha/\beta < x < \infty$ 의 범위를 가져야만 극한 강우량의 빈도해석에 적절하다(이재수, 2009). 이와 같은 제약조건은 추후 매개변수 추정과정에서 반영되었다.

여러 가지 방법들이 GEV 분포의 매개변수를 추정하기 위하여 사용될 수 있으나, 본 연구에서는 공변량이 포함될 경우 매개변수를 추정하기에 상대적으로 용이하다고 판단된 최우도법을 적용하였다. 매개변수들은 아래와 같은 음의 대수 우도함수(negative log likelihood) $nllh$ 을 최소화하는 최적화 기법을 이용하여 추정되었는데, 본 연구에서는 유전자 알고리즘을 적용하였다.

$$nllh = n \ln(\alpha) + \sum_{i=1}^n \left[1 - \beta \left(\frac{x_i - x_o}{\alpha}\right)\right]^{1/\beta} + \left(1 - \frac{1}{\beta}\right) \sum_{i=1}^n \ln \left[1 - \beta \left(\frac{x - x_o}{\alpha}\right)\right] \quad (2)$$

여기서 n 의 자료 개수이다.

매개변수들이 추정되고 나면, 특정 비초과확률 $1-p$ 에 대응하는 극한 강우량 $x_{(1-p)}$ 은 식 (1)의 역함수를 구하여 아래와 같이 계산될 수 있다.

$$x_{(1-p)} = x_o + \frac{\alpha}{\beta} \left[1 - (-\ln(1-p))^\beta\right] \quad (3)$$

여기서 $0 < p < 1$ 이다.

본 연구에서 GEV 분포는 부산지점의 여름철(5-10월) 월 최대 일 강우량 시계열 관측자료에 적합되었다. 일반적으로 극값 통계는 연 단위로 분석되어 일 년에 하나의 자료(즉, 연 최대 시계열)를 추출하여 수행되지만, 연 최대 시계열만을 이용할 경우 자료 개수가 매우 작음에 따라 적절한 매개변수를 추정하기 어렵다는 문제가 있게 된다(Hosking, 1990). 따라서 본 연구에서는 월 최대 일 강우량 시계열을 구축함으로써 57년 자료에서 342개의 자료를 추출하여 분석을 수행하였다.

2.3 비정상성 GEV 분포

전통적으로, GEV 분포는 관측자료가 IID 라고 가정하지만, 이 가정은 비정상성을 설명하기 위하여 공변량을 도입함으로써 완화될 수 있다. 예를 들어, GEV 분포의 매개변수는 주어진 공변량의 함수로 표현될 수 있다. 이론적으로는 GEV 분포의 모든 매개변수들을 다양한 공변량들의 함수로 적용할 수 있으나, 본 연구에서는 공변량의 영향을 직관적으로 이해할 수 있기 위해 아래와 같이 위치 매개변수 x_o 에만 공변량을 적용하기로 하였다.

$$x_o(t) = A \cdot e^{B \cdot z(t)} \quad (4)$$

또는

Table 1. Generalized extreme value parameters and AIC of summer monthly maximum daily rainfall

Variable	α	β	x_o (or A)	B	AIC
Stationary (MLS)	32.6082	-0.21165	44.4892	-	3,552.04
co-variate $A \cdot \exp(B \cdot SAT)$ (MLN1)	32.6082	-0.21165	44.4891	0.000058	3,554.04
co-variate $A + B \cdot SAT$ (MLN2)	32.6270	-0.21413	44.3669	2.4547	3,555.45
co-variate $A \cdot \exp(B \cdot DPT)$ (MLN3)	32.2798	-0.21667	44.3708	0.20599	3,549.06
co-variate $A + B \cdot DPT$ (MLN4)	32.2800	-0.21705	44.5050	9.0725	3,549.17

$$x_o(t) = A + B \cdot z(t) \tag{5}$$

여기서 t 는 일 단위 시간을 의미한다. A 와 B 는 식 (2)의 음의 대수 우도 함수를 최소화하는 과정에서 추정되며, 이로부터 도출되는 GEV 분포는 공변량 z 에 따라 다양한 값을 갖게 된다.

Ali and Mishra (2017)에서 보고된 바와 같이 여름철 극한 강우량과 지표면 기온 및 극한 강우량과 이슬점 온도 사이의 강한 scaling 관계로부터 착안하여, 월 평균 지표면 기온과 월 평균 이슬점 온도가 월 최대 일 강수량의 비정상성 빈도해석을 위한 공변량으로 적용되었다. 이 때, 지표면 기온 및 이슬점 온도는 계절적인 주기특성을 가지고 있으므로, 이러한 변수들을 비정상성 빈도해석에 직접 사용하기 보다는 월별로 계산된 지표면 기온 또는 이슬점 온도의 평균 및 표준편차를 이용하여 아래와 같이 표준화 과정을 수행한 뒤 비정상성 빈도해석을 위한 공변량으로 적용하였다.

$$z_t^m = \frac{T_t^m - E[T^m]}{S[T^m]} \tag{6}$$

여기서 $E[T^m]$ 은 m 월에 관측된 모든 일 지표면 기온 또는 이슬점 온도 자료로부터 추정된 평균이며, $S[T^m]$ 은 m 월에 관측된 모든 일 지표면 기온 또는 이슬점 온도 자료로부터 추정된 표준편차이다. T_t^m 은 특정 연도의 m 월에 관측된 지표면 기온 또는 이슬점 온도이며, z_t^m 은 T_t^m 에 대응하는 표준화된 값이다. 이와 같은 방법으로 지표면 기온 및 이슬점 온도를 이용하여 Table 1과 같은 모델을 구성하여 연구를 진행하였다: (1) 정상성 GEV, (2) 공변량으로 지표면 기온의 지수함수 $\exp(SAT)$ 을 적용, (3) 공변량으로 지표면 기온의 선형함수 SAT 을 적용, (4) 공변량으로 이슬점 온도의 지수함수 $\exp(DPT)$ 을 적용, (5) 공변량으로 이슬점 온도의 선형함수 DPT 을 적용.

최적 모델은 위 다섯 개의 모델들 중에서 AIC(Akaike Information Criterion)를 최소화하는 모델을 선정하는 것으로 하였으며, AIC

는 아래와 같이 계산된다(Akaike, 1974).

$$AIC = 2(nllh) + 2K \tag{7}$$

여기서 $nllh$ 은 식 (2)로부터 추정될 수 있으며, K 은 적용된 모델의 매개변수의 개수이다(즉, 정상성 모델의 경우에는 $K=3$, 비정상성 모델의 경우에는 $K=4$).

3. 연구결과

3.1 초등 분석

Fig. 1에 부산지점 연강수량을 도시하였다. 부산지점 평균 연강수량은 1,505 mm이며, 표준편차는 398 mm이다. 최소 연강수량은 1988년 902 mm로 기록되었으며, 최대 연 강수량은 2,397 mm로 1999년에 기록되었다. 최근 10년(1998년 - 2017년) 동안의 평균 연 강수량은 1,484 mm로 과거에 비해 약간 감소한 것으로 조사되었다.

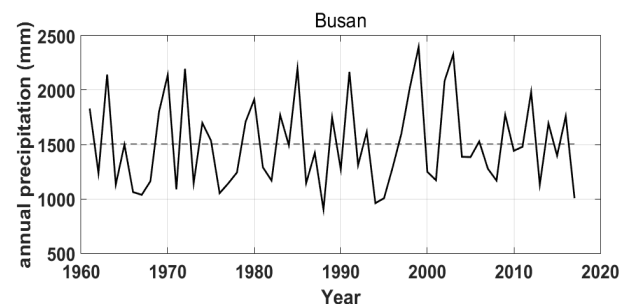
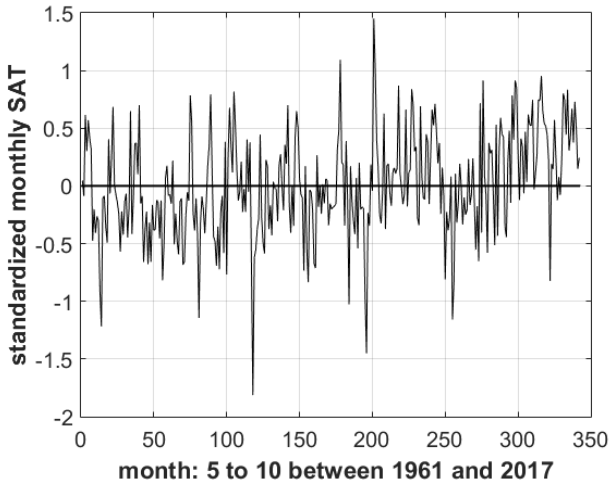


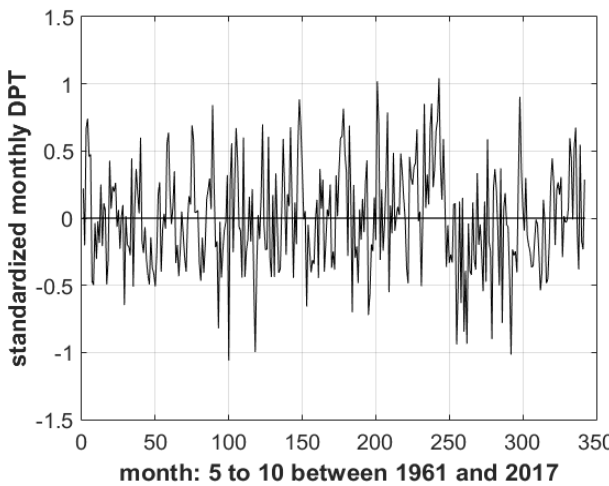
Fig. 1. Annual precipitation time series at Busan.

Fig. 2는 부산지점 5월에서 10월 사이의 월 평균 지표면 기온과 월 평균 이슬점 온도의 월별 평균 및 표준편차에 따라 표준화된 값에 대한 시계열을 보여주고 있다. 월 평균 지표면 기온 및 월 평균 이슬점 온도 시계열에서 예상되는 바와는 달리 표준화된 값은 주기특성을 명확하게 가지고 있지 않음을 알 수 있으며, 표준화된 지표면 기온과 이슬점 온도 시계열 사이의

교차상관계수는 0.66으로 매우 큰 상관성이 있는 것으로 조사되었다. 이와 같이 두 시계열 사이에 큰 상관성이 있기 때문에 추후 비정상성 빈도해석 수행 시에 지표면 기온과 이슬점 온도를 동시에 공변량으로 적용하는 것은 다중 공선성 때문에 적절하지 않을 것으로 판단된다.



(a) surface air temperature



(b) dew-point temperature

Fig. 2. Standardized monthly maximum values for surface air and dew-point temperature at Busan.

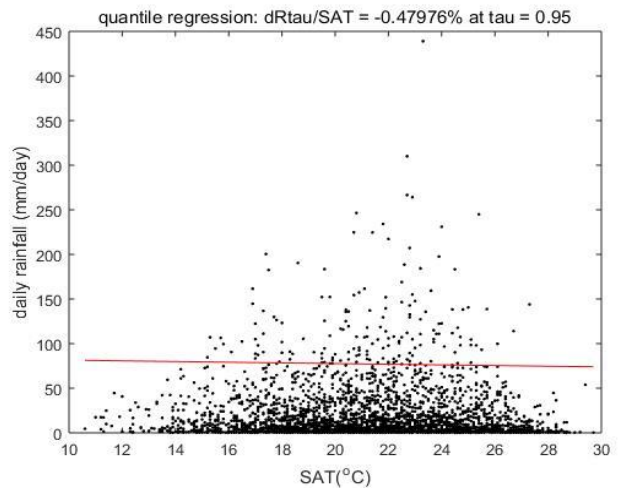
Fig. 3은 분위 회귀분석을 이용하여, 지표면 기온과 이슬점 온도의 변화에 대한 95% 극한 강우량의 회귀 경사를 추정한 결과를 보여주고 있다. 참고로 분위 회귀분석에서 주어진 분위 수 τ (본 연구의 경우 0.95)에 대한 분위 회귀식은 아래와 같이 표현된다.

$$\ln(x_i) = \beta_0^{(\tau)} + \beta_1^{(\tau)} z_i \quad (8)$$

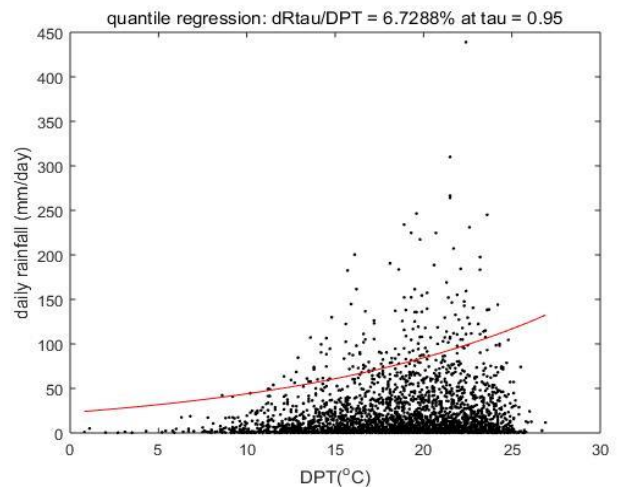
여기서 x_i 은 일 강우량이며, z_i 은 x_i 에 대응하는 지표면 기온이다. 따라서 지표면 기온이 1 °C 상승할 때 일 강우량 변화를 (%)인 회귀 경사는 지수 변환을 통하여 아래와 같이 구할 수 있다.

$$dR_{\tau}(\%)/K = 100(e^{\beta_1^{(\tau)}} - 1) \quad (9)$$

Fig. 3(a)에 도시한 바와 같이 극한 강우량과 지표면 기온 사이의 회귀 경사는 -0.48 %인 것으로 분석되었다. 이는 지표면 기온 1 °C 상승 시 극한 강우량은 0.48 % 감소한다는 것을 의미한다. Clausius-Clapeyron 관계에 따르면 기온이 1 °C 상승할 경우 대기 중의 수분 함유 가능 용량의 증가로 인하여 극한 강우량은 6 % 정도 상승하는 것으로 알려져 있으나, 부산 지점 자료의 경우에는 그렇지 못한 결과를 나타내고 있다. 이는 몬순기후에서 나타나는 강우에 의한 지표면 기온의 냉각 효과에 기인하는 것으로 파악된다(Wasko and Sharma, 2017). 극한 강우량과 습도 사이의 관계는 온난화되는 기후에서 극한 강우량을 분석하기 위한 좋은 참고자료가 될 수 있으므로(Lee and Kim, 2018), 습도에 대한 대리변수로서 이슬점 온도를 이용하여(Lenderink et al., 2011) 분위 회귀분석을 시행하였으며, 그 결과를 Fig. 3(b)에 도시하였다. Fig. 3에 도시한 바와 같이 극한 강우량과 이슬점 온도 사이의 회귀 경사는 Clausius-Clapeyron 관계와 유사하게 6.73 %인 것으로 분석되었다.



(a) surface air temperature



(b) dew-point temperature

Fig. 3. Relationship between extreme daily rainfall and the daily temperatures during wet days in summer at Busan.

이러한 결과로부터 비정상성 빈도분석을 위한 공변량으로 지표면 기온보다는 이슬점 온도가 더 타당할 것이라는 예상을 해 볼 수 있으나, 일단 지표면 기온과 이슬점 온도 둘 모두를 공변량 후보 변수로 보고, 이후 분석을 수행하였다.

3.2 비정상성 빈도분석

공변량으로 지표면 기온 또는 이슬점 온도를 고려한 GEV 분포가 여름철 월 최대 일 강수량 시계열에 대하여 적합되었다. 다섯 개 모델에 대한 매개변수와 AIC 를 Table 1에 나타냈으며, 각각의 모델에 의해 작성된 누적확률밀도함수를 Fig. 4에 도시하였다. 공변량의 평균값을 적용하여 누적확률밀도함수를 도시하였으므로, 정상성 모델과 비정상성 모델의 차이는 매우 작게 나타남을 살펴볼 수 있다.

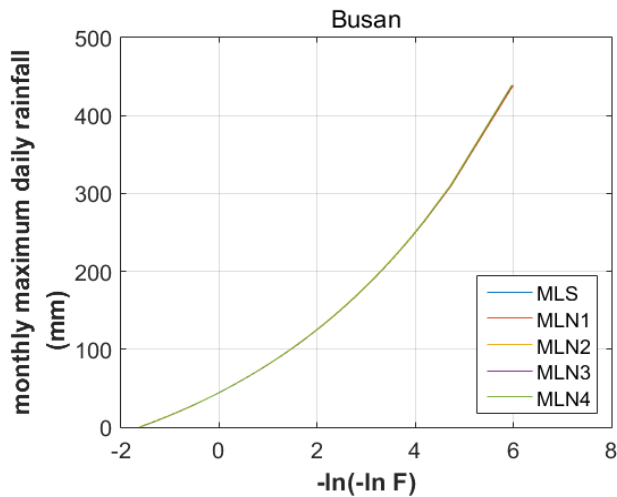


Fig. 4. GEV distribution.

Table 1의 AIC 결과에서 알 수 있듯이, 아래와 같이 GEV 분포의 위치 매개변수가 이슬점 온도의 지수함수로 표현되는 모델($x_0 = A \cdot \exp(B \cdot DPT)$)이 최종적으로 선정되었다.

정상성 모델과 비정상성 모델의 결과를 서로 비교하기 위하여 99%에 해당하는 분위수에 대한 강우량을 Fig. 5에 도시하였다. Fig. 5에서 정상성 모델의 99% 분위수에 대한 확률강우량은 시간에 따라 변하지 않으므로, 수평선으로 나타나게 된다 (Fig. 5에서 점선, xps). 반면에 비정상성 모델의 경우에는 이슬점 온도의 변화에 따라 99% 분위수에 해당하는 강우량이 다양한 값을 갖게 됨을 살펴볼 수 있다(Fig. 5의 실선, xpa).

이슬점 온도의 변화에 따른 확률강우량의 변화는 최대 일 강수량이 적게 온 달(1976년 8월)과 많이 온 달(2007년 7월)의 비정상성 모델과 정상성 모델의 확률밀도함수를 비교함으로써 보다 더 명확하게 설명될 수 있다(Fig. 6 참조). 정상성 모델과 비교하여 볼 때, 비정상성 모델의 경우 상대적으로 작은 최대 일 강수량을 기록한 월의 확률밀도함수(Fig. 6에서 NS(08/1976))와 상대적으로 큰 최대 일 강수량을 기록한 월의 확률밀도함수(Fig. 6에서 NS(07/2002))가 정상성 모델(Fig. 6에서 stationary)을 기준으로 좌우로 이동되어 있음을 확인할 수

있다. 또한, 1976년 8월의 일 최대 강수량(Fig. 6에서 MMDR (08/1976))과 비교해 볼 때, 1976년 8월의 확률밀도함수는 적절한 mode를 가지고 있음을 확인할 수 있으며, 2000년 7월의 경우에도 적절한 확률밀도함수를 보이고 있음을 살펴볼 수 있다.

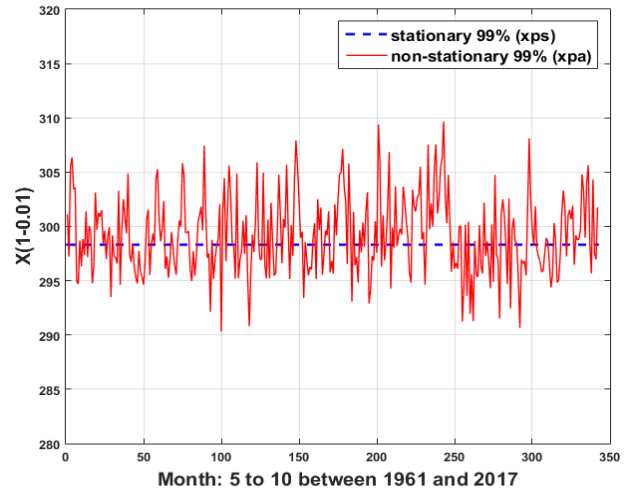


Fig. 5. 99th quantile estimates of monthly maximum daily rainfall depth for stationary model and non-stationary model.

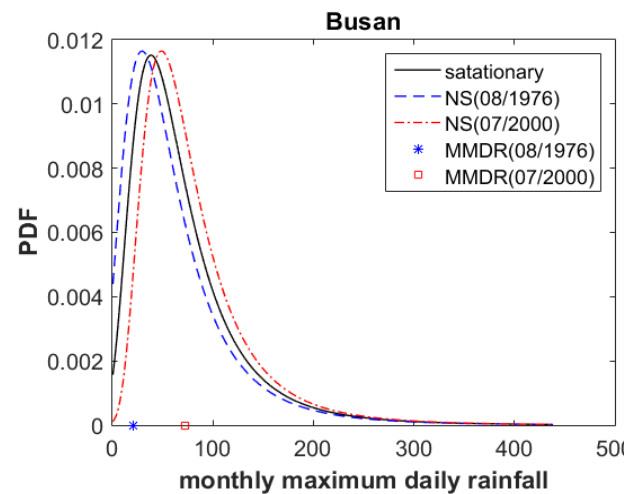


Fig. 6. Distributions for stationary model (stationary) and non-stationary model for low (NS(08/1976)) and high (NS(07/2000)) daily rainfall depth in summer months.

Table 2. Probability of exceeding stationary quantiles for stationary model and for selected low and high maximum daily rainfall months for non-stationary model

Stationary quantile (mm/day)	$P[X > x_{(1-p)}]$ (%)		
	stationary	Low at 08/1976	High at 07/2000
$x_{99} = 298.3$	1	0.91	1.1
$x_{90} = 138.5$	10	8.50	12.0
$x_{50} = 56.9$	50	41.8	61.0
$x_{10} = 19.6$	90	81.7	97.0

확률밀도함수의 변화는 정상성 모델의 특정 분위수에 해당하는 확률강우량을 초과하는 확률을 살펴봄으로써 확인 할 수 있다. 예를 들어서, 정상성 모델에서 x_{90} 은 138.5 mm이며, 이에 대응하는 초과확률은 10 %이다(Table 2 참조). 하지만 비정상성 모델에서는 일 최대 강우량이 상대적으로 낮은 달(1076년 8월)과 높은 달(2000년 7월)에 따라서 8.5 %에서 12.0 %까지 변화되며, 다른 분위수에 대해서도 또는 다른 특정 월에 대해서도 유사한 결과를 얻을 수 있다.

Fig. 7은 미래 기후변화 시나리오에 따른 영향 분석의 예를 보여주고 있다. Fig. 7에서 'present'는 관측된 이슬점 온도를 이용하여 산출한 99% 분위수에 해당하는 확률강우량의 분포를 나타내고 있으며, "DPT 2 °C up"은 미래 이슬점 온도가 2 °C 상승하였을 경우에 대응하는 99% 분위수의 확률강우량의 분포이다. "DPT 5 °C up"은 미래 이슬점 온도가 5 °C 상승하는 경우에 대응하는 분포이다. 부산지점의 경우 이슬점 온도가 증가함에 따라 확률강우량이 증가할 가능성이 매우 높음을 살펴볼 수 있다. 또한, 공변량을 고려한 비정상성 모델을 구성할 경우 공변량의 분포에 따른 확률강우량의 확률분포함수를 구성할 수 있게 되므로, 불확실성을 정량적으로 분석하는데 유용할 것으로 판단된다.

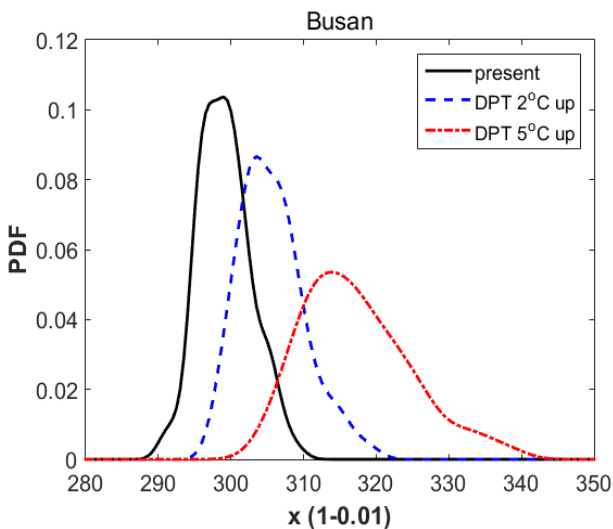


Fig. 7. Distributions of 99th quantile value from non-stationary model under present scenario, DPT 2 °C-up scenario, and DPT 5 °C-up scenario.

4. 결 론

기후변화에 따라 극한강우량의 빈도와 강도는 증가하며 이에 따른 피해는 점점 증가하고 있다. 또한 극한강우 뿐만 아니라, 기후변화에 따른 평균기온 및 대기 중 수증기의 포화 증기압 변화에 따른 이슬점 온도의 변화 또한 일관적으로 증가하고 있는 추세에 있다. 기후변화를 모의하기 위해 전 세계적으로 대부분 기상모델 결과를 이용하고 있다. 이 때, 지표면 대기 온도 또는 이슬점 온도의 경우 강수량 결과에 비해 상대적으로 안정적으로 모의되고 있다. 이에 본 연구에서는 기후변화

에 따른 강우의 비정상성을 설명하고 기온 상승에 따른 극한 강우량 변화를 살펴보기 위해, GEV 분포의 매개변수 중에서 위치 매개변수를 공변량으로 적용하여 결과를 도출하고자 하였다.

기온과 이슬점 온도를 가장 적절하게 반영하기 위한 함수를 도출하기 위해 모델을 구성하여 AIC를 비교하여 최적 모델 확인 결과, 공변량으로 이슬점 온도의 지수함수를 적용하는 모델이 최종적으로 선택되었다.

선택된 모델을 이용하여 기후변화 시나리오에 따른 영향 분석결과, 부산지점의 경우 미래 이슬점 온도가 증가함에 따라 확률강우량이 증가할 가능성이 매우 높음을 확인 할 수 있었다. 이렇게 공변량을 고려하여 비정상성 모델을 구성할 경우 공변량의 분포에 따른 확률강우량의 확률분포함수를 직접 구성할 수 있게 되므로, 기후변화에 따른 미래 확률강우량의 불확실성을 정량적으로 분석하는데 유용할 것으로 판단된다.

본 연구를 통해 기상변수를 반영한 빈도해석에 의한 접근방법은 극한 강우에 대한 기후변화의 영향을 살펴보기 위한 합리적인 방법이 될 수 있을 것으로 판단된다. 다만 해당 결과에서는 GEV 분포의 매개변수 중에서 위치 매개변수를 공변량으로 적용하여 연구를 진행하였으나, 추후 GEV 분포 중 축척 매개변수를 공변량으로 적용한 결과와 비교해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다. 또한 본 연구에서는 부산지점만을 대상으로 연구가 진행되었으나 추후 다양한 지점으로의 연구 확장이 필요하여 결과를 비교하는 것 또한 바람직 할 것으로 판단된다.

사 사

"본 연구는 국토교통부/국토교통과학기술진흥원의 지원으로 수행되었음(과제번호 18AWMP-B083066-05)."

References

Ali, H. and Mishra, V. (2017) Contrasting response of rainfall extremes to increase in surface air and dewpoint temperatures at urban locations in India, *Nature Scientific Reports*, 7, pp. 1228, [DOI:10.1038/s41598-017-01306-1.]

Coles, S., Bawa, J., Trenner, L., and Dorazio, P. (2001). *An introduction to statistical modeling of extreme values* (Vol. 208). Springer, London.

Cooley, D. (2009). Extreme value analysis and the study of climate change. *Climatic change*, 97(1-2), 77. [DOI : <https://doi.org/10.1007/s10584-009-9627-x>]

El Adlouni, S., Ouarda, T., Zhang, X., Roy, R., and Bobee, B. (2007) Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model, *Hosking, J. R. (1990). L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. J. of the royal statistical society. Series B (Methodological)*, pp. 105-124. [DOI : 0035-9246/

- 90.52105]
- Katz, R., Parlange, M. and Naveau, P. (2002), Statistics of extremes in hydrology, *Adv. Water Resour.*, 25, pp. 1287–1304. [DOI : [https://doi.org/10.1016/S0309-1708\(02\)00056-8](https://doi.org/10.1016/S0309-1708(02)00056-8)]
- Lee, J. (2009) *Hydrology*, Goomibook, 727p.
- Lee, O. and Kim, S. (2018) Estimation of future probable maximum precipitation in Korea using multiple regional climate models, *Water*, 10, pp. 637, [DOI:10.3390/w10050637]
- Lenderink, G., Mok, H., Lee, T. and van Oldenborgh, G. (2011) Scaling and trends of hourly precipitation extremes in two different climate zones – Hong Kong and the Netherlands. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 15, pp. 3033–3041, [DOI:10.5194/hess-15-3033-2011]
- Milly, P., Betancourt, J., Falkenmark, M., Hirsch, R., Kundzewicz, Z., Lettenmaier, D. and Stouffer, R. (2008), Climate change: Stationarity is dead: Whither water management?, *Science*, 319, pp. 573–574. [DOI : 10.1126/science.1151915]
- Min, S., Zhang, X., Zwiers, F. and Hegerl, G. (2011) Human contribution to more-intense precipitation extremes. *Nature* 470(7334), 378, [DOI : <https://doi.org/10.1038/nature09763>]
- O’Gorman, P. (2012), Sensitivity of tropical precipitation extremes to climate change, *Nat. Geosci.*, 5, pp. 697–700, [DOI : 10.1038/ngeo1568]
- O’gorman, P. A. and Schneider, T. (2009). Scaling of precipitation extremes over a wide range of climates simulated with an idealized GCM. *J. of Climate*, 22(21), pp. 5676–5685. [DOI : <https://doi.org/10.1175/2009CLI2701.1>]
- O’Gorman, P. A. and Schneider, T. (2009). The physical basis for increases in precipitation extremes in simulations of 21st-century climate change. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(35), pp. 14773–14777. [DOI : <https://doi.org/10.1073/pnas.0907610106>]
- Pall, P., Aina, T., Stone, D. A., Stott, P. A., Nozawa, T., Hilberts, A. G., Lohmann, D and Allen, M. R. (2011). Anthropogenic greenhouse gas contribution to flood risk in England and Wales in autumn 2000. *Nature*, 470(7334), 382. [DOI : 10.1038/nature09762]
- Romps, D. (2011). Response of tropical precipitation to global warming. *J. Atmos. Sci.* 68, pp. 123–138. [DOI : <https://doi.org/10.1175/2010JAS3542.1>]
- Towler, E., Rajagopalan, B., Gilleland, E., Summers, R, Yates, D, and Katz, R. (2010), Modeling hydrologic and water quality extremes in a changing climate: A statistical approach based on extreme value theory, *Water Resour. Res.*, 46, W11504, [DOI:10.1029/2009WR008876]
- Wasko, C. and Sharma, A. (2017) Continuous rainfall generation for a warmer climate using observed temperature sensitivities. *J. of Hydrology* 544, pp. 575–590, [DOI:10.1016/j.jhydrol.2016.12.002]