

장기 조위자료를 이용한 한반도 권역별 미래 해수면 상승 추정

Estimation of the Regional Future Sea Level Rise Using Long-term Tidal Data in the Korean Peninsula

이 철 응* / 김 상 욱** / 이 영 섭***

Lee, Cheol-Eung / Kim, Sang Ug / Lee, Yeong Seob

Abstract

The future mean sea level rise (MSLR) due to climate change in major harbors of Korean Peninsula has been estimated by some statistical methods in this article. Firstly, Mann-Kendall non-parametric trend test to find some trend in the observed long-term tidal data has been performed and also Bayesian change point analysis has been used also to detect the location of change points and their magnitude quantitatively. Especially, in this study, the results from Bayesian change point analysis have been applied to combine 4 future MSLR scenario projections with local MSLR data at 5 tidal gauges. This proposed procedure including Bayesian change point analysis results can improve the step for the determination of starting years of future MSLR scenario projections with 18.6-year lunar node tidal cycle and effectively consider local characteristics at each gauge. The final results by the proposed procedure in this study have shown that the future MSLR in Jeju region (Jeju tidal gauge) is in the largest increment and also the future MSLRs in Western region (Boryeong tidal gauge) and Southern region (Busan tidal gauge) are in the second largest one. Finally, it has been shown that the future MSLRs in Southern region (Yeosu tidal gauge) and Eastern region (Sokcho tidal gauge) seem to be in the relatively smallest growth among 5 gauges.

keywords : climate change, MSLR scenario, Bayesian change point analysis, starting year

요 지

본 논문에서는 기후변화로 인한 한반도 주요 권역에서의 미래 평균해수면 상승을 장기 조위자료를 사용하여 통계적으로 추정하는 연구를 수행하였다. 먼저 5개 조위 관측소로부터 얻어진 장기 조위자료에 대한 비모수적 경향성 검정인 Mann-Kendall 검정을 통해 관측된 자료의 경향성을 검정하였으며, 이를 보다 정량적으로 분석하기 위하여 Bayesian 변동점 분석 기법을 적용하였다. 특히 이 연구에서는 4개의 미래 평균해수면 상승 시나리오와 5개 관측소의 지역별 평균해수면 상승 자료를 결합시키기 위하여 변동점 분석결과를 활용하였다. 제안된 절차는 미래 평균해수면 상승 시나리오의 시작년도를 결정함에 있어 18.6년의 주기를 사용하지 않고 변동점 분석결과를 사용함으로써, 지역적 특성을 효과적으로 반영할 수 있도록 개선되었다. 변동점 분석결과를 사용하여 한반도의 권역별 미래 해수면상승을 분석한 결과, 제주 권역(제주 조위관측소)이 가장 뚜렷한 해수면 상승을 나타냈다. 서해안 권역(보령 조위관측소)과 남해안 권역(부산 조위관측소)에서는 두 번째로 높은 해수면 상승의 증가가 추정되었으며, 마지막으로 남해안 권역(여수 조위관측소)와 동해안 권역(속초 조위관측소)에서 가장 낮은 해수면 상승의 증가가 추정되었다.

핵심용어 : 기후변화, 평균 해수면상승 시나리오, Bayesian 변동점 분석, 시작년도

* 강원대학교 공과대학 토목공학과 교수 (e-mail: celee@kangwon.ac.kr)

Professor, Department of Civil Engineering, Kangwon National University, Chuncheon, Korea

** 교신저자, 강원대학교 공과대학 토목공학과 조교수 (e-mail: sukim70@kangwon.ac.kr, Tel: 82-33-250-6233)

Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Civil Engineering, Kangwon National University, Chuncheon, Korea

*** 강원대학교 공과대학 토목공학과 석사과정 (e-mail: dldudtjq1216@naver.com)

Master Course, Department of Civil Engineering, Kangwon National University, Chuncheon, Korea

1. 서 론

기후변화로 인해 인간의 생활에 많은 영향을 미치는 중요한 인자 중 하나는 평균 해수면상승(Mean Sea Level Rise, MSLR)이다. IPCC (2013) 제5차 보고서 중 하나인 WG1: The Physical Science Basis의 정책결정자들을 위한 요약(Summary for policymakers)에서는 대기에 포함된 이산화탄소의 대표적 농도경로(Representative Concentration Pathways, RCPs)를 2.6, 4.5, 6.0 및 8.5로 구분하고 이에 따른 2081년부터 2100년간의 전지구적 MSLR 시나리오를 각각 40 cm, 47 cm, 48 cm 및 63 cm로 제시한 바 있다. 또한 Oh et al. (2011)은 전지구적 MSLR 시나리오에 비해 한반도 인근 해역의 MSLR이 최고 두 배까지 높게 나타남을 분석하여 제시한 바 있고, 이에 따라 국립해양조사원은 2012년부터 이어도~제주도~추자도~거문도를 연결하는 해역을 '해수면 집중관리 해역'으로 선정하여 특별히 관리 및 조사하고 있는 실정이다.

미래의 MSLR을 추정하기 위한 과학적 방법은 과거의 장기 조위자료를 이용하여 그 변화경향을 분석하여 외삽하는 통계적 방법과 해양순환, 해수의 열팽창, 빙하 및 빙상의 영향을 고려한 해양물리모델과 온도상승추정을 위한 기후모델을 이용하는 물리적 방법으로 크게 구분될 수 있다. 이러한 두 가지 방법은 관측자료 및 모형의 특성으로 인하여 통계적 방법은 주로 지역적인 MSLR의 변동 특성을 분석하는 데 사용되고, 물리적 방법은 전지구적인 MSLR 변동을 분석하는 데 주로 사용된다(Oh et al., 2011).

두 가지 방법 중에서 MSLR 추정을 위한 물리적 방법을 사용하는 경우에는 기후변화에 따른 해수의 열팽창에 의한 체적변화, 온난화에 따른 극지방의 용빙(glacier melt)으로 인한 해수질량의 변화, 지각변동 등에 의한 지표의 상대적 변동 등을 고려할 수 있는 모형이 필요하고, 특히 지역적 MSLR의 평가를 위해서는 전지구적 대기-해양모형을 연구대상 인근 해역의 해상도에 맞추어 지역화(regionalization)시킬 필요가 있다. 과거 IPCC 제4차 보고서에서 발표된 전지구적 MSLR 시나리오(21세기말까지 최대 0.18~0.59 m 상승)는 해양물리과정모형에 사용된 Boussinesq 근사로 인해 해수의 열팽창과정에 의한 상승분이 제대로 반영되지 않았던 결과였으며, IPCC 제5차 보고서의 결과(21세기말까지 0.40~0.63 m 상승)에서부터는 해양 물리과정 모델 구축에 용빙에 따른 역학적 과정이 포함되었다. 그러나 심해의 열팽창과정과 빙상유출과정에 대한 이해도 부족 및 구축된 모형의 검증에 관한 장기 조위자료의 부재는 해양물리과정모형의 구축에 있어 신

뢰도를 감소시키는 문제점을 제공하는 측면이 있으며, 특히 한반도를 포함하는 인근 해역만을 대상으로 하는 지역화 모형의 부재는 미래 한반도 인근 해역의 MSLR에 대한 신뢰성 있는 자료를 제공하기에 어려움이 있는 형편이다.

따라서 본 연구에서는 기존의 장기 조위자료를 활용하여 미래의 한반도 해역 인근의 MSLR을 추정하기 위한 통계적 방법을 적용하고 이를 개선하기 위한 연구를 수행하였다. MSLR 추정을 위한 통계적 방법은 다시 조위계에 의한 상대해수면 변동을 분석하는 방법과 위성고도계에 의한 절대 해수면 변동을 분석하는 방법으로 구분된다. 조위계 관측자료는 조위계가 위치한 지반자체의 빙하균형조정(glacial isostatic adjustment)과 조륙운동에 의한 지반의 수직운동에 의해 측정자료에 오차가 반영될 수 있어, 이를 검증하기 위해 위성고도계(satellite altimeter)를 사용한 관측자료를 조위계 관측자료와 함께 제공하는 것이 일반적이다.

미래에 발생 가능한 MSLR의 추정에 관하여 많은 연구들(Vermeer and Rahmstorf, 2009; Cayan et al., 2008; Rahmstorf, 2010; Pfeffer et al., 2008; Hansen and Sato, 2012, NRC, 1987; USACE, 2009; USACE, 2011; IPCC, 2008, Rahmstorf, 2007)이 진행되고 있다. 그러나 통계적 방법을 사용하여 특정 지점의 MSLR을 추정함에 있어 특정지역의 MSLR과 전지구적 MSLR 시나리오를 어느 시점부터 결합시켜 특정 지역의 미래 MSLR 시나리오를 추정할 것인지에 관한 문제가 실용적 측면에서 제기될 수 있다. 예를 들어, 미래 MSLR 시나리오의 시작년도를 NRC (1987)와 USACE (2009)는 1986년으로, USACE (2011)는 1992년으로, IPCC (2008)과 Rahmstorf (2007)는 1990년으로, Cayan et al. (2008)과 Chadwick et al. (2011)은 2000년으로 각각 다르게 사용함으로써 같은 자료를 사용하더라도 연구자에 따라 특정 지역의 미래 MSLR 추정값이 다르게 추정된다는 문제점이 발생될 수 있다. 또한 특정 지역의 MSLR과 미래 MSLR 시나리오를 결합함에 있어 평균해수면의 연간 변동성(interannual variability)을 고려하지 않음에 따라 발생하는 오차와 각 지역마다 해수면을 측정하는 기준면이 변화됨에 따라 발생하는 오차로 인한 문제가 제기될 수 있다(Flick et al., 2013). 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 Flick et al. (2013)은 18.6년 주기의 조석주기를 이용한 19년 평균 개념을 도입함으로써 미래 MSLR 시나리오의 시작년도를 결정하고 관측 조위자료에 내포된 연간 변동성 및 수심기준면 조정절차의 문제를 해결하기 위한 연구를 수행하였다. 그러나 Flick et al. (2013)이 제안한 방법은 18.6년 주기를 반영한 방법으로 특정 지

역의 MSLR을 18.6년에 가까운 19년 평균하여 사용함으로써 19년 마다 반복되는 변동성을 제거할 수 있다는 점에서 실용적 유용함이 있으나, 모든 조위관측지점의 변동성이 19년마다 제거되어진다고 가정되기 때문에 이로 인한 오차가 발생할 수 있다는 단점이 있다.

본 연구에서는 이와 같은 문제점을 개선하기 위하여 비모수적 경향성 검정(non-parametric trend test)을 먼저 시행하여 특정 시계열 자료의 경향성 유무를 확인한 이후, 변동점 분석(change point analysis)을 활용하여 통계적으로 동질한(homogeneous) 성질을 가지는 구간을 구분하고 그 결과로부터 전지구적 미래 MSLR 시나리오와 특정 지역의 MSLR을 결합하는 방법을 제안하였다. 변동점 분석은 변동성이 내포된 시계열 자료를 변동점에 따라 통계적 특성이 동질한 몇 개의 구간으로 분리하기 때문에 하나의 구간 내에서는 별도의 변동성을 고려할 필요가 없다는 장점이 있다. 따라서 18.6년의 주기에 따라 변동성이 제거될 수 있다는 일반론적인 가정을 사용하지 않고 특정 관측지점에서 측정된 자료 중 동질한 자료만을 사용할 수 있기 때문에 지역적 특성을 보다 반영한 결과를 제시할 수 있을 것으로 판단된다.

2. 경향성 분석 및 변동점 분석이론

2.1 비모수적 경향성 검정 기법

비모수적 경향성 검정 기법(non-parametric trend test)은 순위에 기반한 검정과 모든 자료간의 관계를 분석하기 때문에 관측시계열에서 종종 나타나는 결측값이나 계절성 등을 유동성 있게 고려할 수 있다는 점에서 모수적 경향성 검정에 비해 널리 사용된다(Hirsch and Slack, 1984). 따라서 본 연구에서는 비모수적 경향성 분석에 널리 이용되는 Mann-Kendall 검정을 사용하여 MSLR의 경향성 유무를 분석하였다. Mann-Kendall 검정은 통계적 가설검정(statistical hypothesis test)의 하나로 다음과 같은 절차로 분석된다. 귀무가설(H_0)은 시계열자료에 단조경향성이 없으며 통계적으로 독립임으로 가정되며, 대립가설(H_1)은 시계열자료에 증가하거나 감소하는 단조경향성이 존재함으로 가정된다. 시계열자료 $X=\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ 의 x_j 와 x_k 가 통계적으로 독립일 때, 통계량 S 는 Eq. (1)과 같이 정의될 수 있다(Mann, 1945; Kendall, 1975).

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (1)$$

여기서, x_j 와 x_k 는 시계열자료 X 의 값이며, 통계량 S 는

시계열자료 X 의 모든 두 값의 쌍에 대해 부호 (sign)를 고려하여 산정된다. n 이 자료의 길이를 나타낸다고 하면 부호는 Eq. (2)와 같이 정의된다.

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (2)$$

Mann (1945)과 Kendall (1975)은 n 이 10보다 클 경우 통계량 S 의 분포는 평균 $E[S] = 0$ 이고 다음과 같은 분산을 가지는 정규분포로 근사됨을 제안하였다.

$$\text{Var}[S] = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^g t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (3)$$

여기서 t_i 는 i 번째 중복그룹 내 중복자료의 개수이고 g 는 중복그룹의 개수이다. 예를 들어 시계열자료 $X=\{4, 4, 4, 5, 5, 6, 8\}$ 를 가정하면 중복그룹은 $\{4, 4, 4\}$ 와 $\{5, 5\}$ 로 $g=2$ 가 되며 $t_1=3, t_2=2$ 가 된다. 통계량 S 가 점근적으로 정규분포를 따르므로 가설검정을 위한 표준정규변량 Z_{MK} 를 구하면 다음과 같다.

$$Z_{MK} = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{Var}[S]} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ (S+1)/\sqrt{\text{Var}[S]} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

일반적으로 Mann-Kendall 검정은 양측검정에 기반을 두고 가설검정을 수행하는데 유의수준 α 를 가정했을 때, Eq.(4)로부터 구한 표준정규변량 Z_{MK} 의 절대값이 $Z_{1-\alpha/2}$ 보다 클 경우 귀무가설을 기각하여 시계열자료에 증가하거나 감소하는 단조경향성이 존재함을 나타낸다. 여기서 표준정규변량 Z_{MK} 값이 양수인 경우 증가하는 경향성을, 음수인 경우 감소하는 경향성을 나타낸다. 또한 귀무가설의 채택 및 기각여부는 유의확률 p 를 Eq. (5)로부터 산정하여 p 값이 유의수준 α 보다 작은 경우 귀무가설을 기각하는 방법을 사용할 수도 있다.

$$p = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{|Z_{MK}|}^{\infty} e^{-t^2/2} dt \quad (5)$$

2.2 베이지안 변동점 분석 이론

경향성 분석을 다룬 기존의 연구들(Hirsch et. al., 1982; Burn, 1994; Abdul Aziz and Burn, 2006)에서는 특정 자료에 내재된 경향성을 통계적으로 검정하기 위하여 t-test, Wilcoxon test, Mann-Whitney test, Mann-Kendall test

등과 같은 통계학적 가설검정(statistical hypothesis test)에 이론적 근거를 둔 기법들이 사용되었으며 이 과정에서 주로 비모수적 방법이 사용되었다. 그러나 이와 같은 기존의 경향성 분석 기반의 기법들은 가설검정을 위해 수립한 귀무가설(null hypothesis)을 ‘채택’ 또는 ‘기각’할 것인지에 대한 결정 문제를 주어진 유의수준(significance level) 안에서 검정하기 때문에 경향성의 유·무 판정에는 효율적이지만 경향성의 시작시점이나 변동량 등과 같은 시계열 자료 변화의 정량적 문제는 해결하기 어렵다는 단점을 가지고 있다.

본 연구에서 적용하고자 하는 변동점 분석기법(change point analysis)은 변동점의 위치(location) 및 변동량의 크기(magnitude)를 정량적으로 제시할 수 있다는 점에서 기존의 경향성 분석 기법과 차별화된다고 볼 수 있다. 변동점 분석기법은 자료 내 여러 개의 변동점이 존재하는 다중 변동점 분석(multiple change point analysis)모형을 구성함으로써 다음과 같이 수립될 수 있다.

먼저 n 의 길이를 가지는 특정 시계열자료 $[x]_{i=1}^{i=n}$ 가 관측되고 이 관측자료 안에 여러 개의 변동점이 존재한다고 가정하면, 가정된 여러 개의 변동점으로 인해 구분된 구간에 포함된 자료는 각각의 구간 내에서 특정 확률밀도분포함수들(probability density functions), $p_1(x), p_2(x), \dots, p_n(x)$ 에 의해 적절히 표현될 수 있다. 따라서 변동점에 의해 구분된 각각의 구간은 확률변수(random variable) $\mathbf{X}=(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 에 대하여 Eq. (6)과 같이 수학적으로 표현될 수 있다.

$$X_i \sim \begin{cases} p_1(x) = p(x_i | \theta_1), & 1 \leq i \leq \tau_1 \\ p_2(x) = p(x_i | \theta_2), & \tau_1 < i \leq \tau_2 \\ \vdots \\ p_n(x) = p(x_i | \theta_n), & \tau_{n-1} < i \leq n \end{cases} \quad (6)$$

여기서, $\theta_1, \dots, \theta_n$ 은 각각의 확률밀도함수에 포함된 모수(parameter)이고, $\tau_1, \dots, \tau_{n-1}$ 은 탐색의 대상이 되는 변동점이며 이들은 모두 특정 기법을 통해 추정되어야 할 변수이다. 이 모형에서 각각의 구간에 대한 확률분포함수들은 자료의 특성에 따라 다른 확률분포함수가 사용되는 경우도 있으나, 일반적으로 동일한 확률분포함수를 사용하여 모형을 보다 간결하게 표현하는 경우가 많다. Eq. (5)에서 각각의 모수와 변동점들이 합리적으로 추정되면, 특정 시계열자료는 n 개의 구간을 가지는 각각의 동질한(homogeneous) 구간들로 구분될 수 있으며, 최종적으로 이와 같이 구분된 자료의 구간에 대한 각각의 평균 등을 계산

하여 변동점의 위치 및 변화의 크기를 정량적으로 제시할 수 있다.

앞에서 구성된 변동점 분석 모형에 포함된 모수와 변동점을 탐색하기 위해서는 특정신호의 변동을 하나씩 처리하는 CUSUM (CUmulative SUM)기법, 구간 내 평균값과 각 자료값의 편차를 목적함수(objective function)로 두고 변동점 구간 사이의 관계를 순환식(recursive equation)으로 표현한 동적계획법(dynamic programming), 자료의 변화를 고려한 사후평균(posterior mean)을 베이지안 추정(Bayesian inference)을 통해 결정하는 베이지안 변동점 분석기법(Bayesian Change Point analysis, BCP) 등이 이용될 수 있다. 각각의 방법이 모두 주어진 자료의 특성에 따라 사용될 수 있으나, BCP를 사용할 경우 변동점에 대한 정량화된 정보와 함께 변동확률도 함께 결과로 사용할 수 있다는 장점이 있어 강우자료나 온도자료의 변동점 분석을 위해 사용되는 경우(Beaulieu et al., 2009; Carlin and Smith, 1992; Chu et al., 2012; Fearnhead, 2006; Fearnhead and Liu, 2011; Hwang et al., 2010; Kim and Cheon, 2010; Kim et al., 2009)가 많으므로, 본 연구에서도 BCP를 이용하여 관측 조위자료의 변동점을 탐색하는 연구를 수행하였다.

BCP는 Barry and Hartigan (1992, 1993)이 제안한 분리구간모형(Product Partition Model, PPM)을 Carlin et al. (1992)이 일반화시킴으로서 활용되기 시작하였는데, 관련 이론을 상세히 소개하기에는 지면상의 무리가 있어 이론 중 중요한 부분만을 다음에서 간략히 소개하였다. Barry and Hartigan (1992)은 연속된 시간의 순서에 따라 발생된 관측자료 X_1, X_2, \dots, X_n 에 대하여 각각의 관측치가 분할된 분리구간 i 에서 특정 θ 를 가지는 확률밀도분포함수로 표현될 수 있다는 개념과 $0 = i_0 < i_1 < \dots < i_b = n$ 을 만족시키는 각각의 분리구간 내의 확률이 정규분포를 따르는 확률 $\rho = (i_0, i_1, \dots, i_b)$ 로 결정될 수 있다는 가정을 사용하여 PPM모형을 개발하였다. PPM모형의 구성인자 중 가장 중요한 요소는 분리구간을 결정하는 확률을 정하는 문제로 Barry and Hartigan (1992, 1993)은 다음과 같은 Eq. (7)을 사용하였다.

$$f(\rho) = K c_{i_0 i_1} c_{i_1 i_2} \dots c_{i_{b-1} i_b} \quad (7)$$

여기서, K 는 모형의 수행에 있어 적절히 주어지는 상수이고, $c_{i_0 i_1}, \dots, c_{i_{b-1} i_b}$ 는 발생가능한 각각의 블록에 대한 사전 결합확률값이다. 따라서 PPM모형에서 결정되어야 하는 요소는 c_{ij} (i 는 구간 시작값, j 는 구간 끝값)인데, Barry and Hartigan (1993)은 이를 위해 Yao (1984)가 제안한 Eq. (8)과 같은 간단한 식을 사용하였다.

$$c_{ij} = \begin{cases} (1-p)^{j-i-1} p, & j < n \\ (1-p)^{j-i-1}, & j = n \end{cases} \quad (8)$$

여기서, 특정 확률 p 는 0과 1의 범위를 가지며, 모형 수행자에 따라 주관적으로 주어지는 값이다.

Carlin et al. (1992)은 위와 같은 PPM모형의 개념을 베이저안 통계기법을 이용하여 변동점 탐색을 위한 사후평균식을 구성하였다. 즉 PPM모형의 개념에 따라 b 개의 분리구간에서의 확률인 ρ 가 주어진다는 것은 ‘블록 사전밀도(block prior density)’라 불리는 $f_{i_j-1, i_j}(\theta_{i_j})$ 형태의 확률 밀도함수를 가지는 $\theta_{i_j} (= \theta_{i_1}, \theta_{i_2}, \dots, \theta_{i_b})$ 가 독립적으로 존재할 수 있다는 것이므로, Carlin et al. (1992)은 이를 활용하여 Eq. (9)와 같은 사후확률분포를 구성하여 제시하였다.

$$f_{ij}(\theta_j | X_{ij}) = \frac{f_{ij}(X_{ij} | \theta_j) f(\theta_j)}{\int f_{ij}(X_{ij} | \theta_j) f(\theta_j) d\theta} \quad (9)$$

Barry and Hartigan (1993)은 Eq. (9)에서 제시된 사후분포확률을 계산함에 있어 관측자료가 정규분포인 $N(\mu_{ij}, \sigma^2)$ 을 따른다고 가정하였다. 또한 μ_{ij} 에 대한 사전분포, $f(\theta_{i_j})$ 로 $N(\mu_r, \sigma^2 / (j-i))$ 를 사용하였으며 $r \in i_j \in \rho$ 인 조건에서 초모수(hyperparameter) μ_r 를 추정하기 위해 Eq. (10)의 간단한 가중조합을 사용하였다.

$$\hat{\mu}_r = (1-\omega)\bar{X}_{i_j} + \omega\mu_0 \quad (10)$$

따라서 주어진 사후분포확률을 계산하기 위한 변수들은 $\mu_0, \sigma^2, p, \omega$ 이며, Barry and Hartigan (1993)은 이들에 대한 무정보적 사전분포(non-informative prior distribution)를 Eqs. (11)~(14)와 같이 사용하였다.

$$f(\mu_0) = 1, \quad -\infty \leq \mu_0 \leq \infty \quad (11)$$

$$f(\sigma^2) = 1/\sigma^2, \quad 0 \leq \sigma^2 \leq \infty \quad (12)$$

$$f(p) = 1/p, \quad 0 \leq p \leq p_0 \quad (13)$$

$$f(\omega) = 1/\omega, \quad 0 \leq \omega \leq \omega_0 \quad (14)$$

여기서, 초모수(hyperparameter)에 해당되는 p_0, ω_0 는 0과 1 사이에 존재하는 임의의 값이나, 본 연구에서는 Barry and Hartigan (1993)이 사용한 선례를 따라 모두 0.2를 사용하였다.

위와 같은 구성을 통해 궁극적으로 분석되어야 하는 사후분포확률식인 Eq. (9)는 수학적인 해를 얻을 수 없어 추정될 모수를 간단히 추출할 수 없으므로, MCMC(Markov Chain Monte Carlo)기법기반의 계산통계학적(computa-

tional statistical) 알고리즘을 활용하여 추정대상이 되는 사후평균을 추출해야 한다. 본 연구에서는 MCMC기법 기반 알고리즘 중 Metropolis et al. (1953)이 최초 개념을 제안한 Metropolis-Hasting 알고리즘을 코딩하여 최종 결과를 산정하였다. 이 알고리즘을 이용하기 위해서는 제안분포(proposal distribution), 채택확률(acceptance probability), 알고리즘 결과의 초기 불안정성 제거를 위한 ‘burn-in’ 등에 관한 이론적 소개가 필요하나, 이 부분은 기존 연구(Lee and Kim, 2008) 등에서 자세히 소개되어 있으므로 여기서는 그 절차를 생략하였다.

3. 자료의 경향성 분석 및 변동점 분석 결과

3.1 대상지역 및 자료의 특성

본 연구에서는 Fig. 1과 같이 한반도 인근 해역을 동해안 권역, 남해안 권역, 제주 권역, 서해안 권역의 4개 권역으로 구분하고 각 권역에 대하여 5개 조위관측소(동해안 권역: 속초, 남해안 권역: 부산 및 여수, 제주 권역: 제주, 서해안 권역: 보령)에 대한 관측 개시일부터 2012년까지의 자료를 취득하여 연구를 수행하였다. 속초 조위관측소는 1974년부터 개시되었으며, 부산 조위관측소는 1960년부터 관측이 개시되었으나, 1960년 자료에는 결측이 많은 관계로 1961년의 자료부터 사용하였다. 여수 조위관측소는 1966년부터 관측이 개시(2011년 자료는 월별 조위자료의 결측이 많아 결측자료로 제외)되었으며, Rosner 기법을 이용한 이상치 검정결과 1980년 자료가 이상치로 판단되어 1980년 자료도 제외하였다. 보령 및 제주 조위관측소는 각각 1986년, 1964년부터 관측이 개시되었다. 조위자료

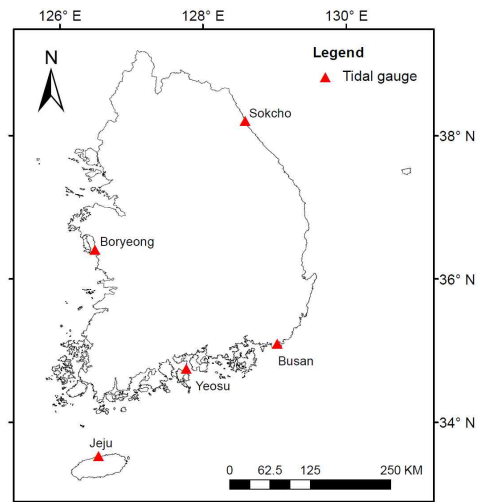


Fig. 1. Map of Tidal Gauges Applied to This Study

는 국립해양조사원(www.khoa.go.kr)에서 제공하는 월자료를 평균하여 사용하였으며 각 조위관측소별 수심기준면(datum level)에 조정하여 MSLR 자료로 환산하였다. Tables 1 and 2에는 본 연구에서 선정된 5개 조위관측소에 대한 현황과 MSLR 자료에 대한 기술통계량(descriptive statistics)을 나타내었다.

3.2 비모수적 경향성 분석 결과

진술한 Mann-Kendall 비모수 경향성 분석을 유의수준 5%와 1%에서 수행하였다. 따라서 양측검정일 경우 $\alpha = 0.05$ 에 해당하는 임계값(critical value)은 1.96으로 검정통계량(test statistics)의 절대값이 이보다 클 경우 유의한 경향성이 존재하는 것으로 볼 수 있다. 본 연구에서 사용한 5개 조위관측소의 MSLR 자료에 대한 Mann-Kendall 검정 결과 유의수준 5%내에서 모두 유의한 경향성이 있는 것으로 분석되었으며, 유의수준 1% 내에서도 모두 유의한 경향성이 있는 것으로 분석됐다. 특히 검정통계량은 모두 양의 값으로 5개 지점의 MSLR 자료가 모두 증

가하는 경향을 나타냈으며, 제주 조위관측소의 유의확률 값은 0으로 통계적으로 경향성 존재 유무가 가장 강했고 부산, 속초, 보령, 여수 순으로 유의확률 값이 작게 분석되었다(Table 3). 이러한 결과는 우리나라 인근 해역에서 기후변화 등으로 인해 지속적인 해수면 상승이 발생되고 있다는 점을 시사하고 있으며, 특정 지점별 해수면 상승의 변동 정도를 보다 정량적으로 파악하기 위해서 경향성 분석과 함께 변동점 분석을 수행하여 결과를 함께 고찰하였다.

3.3 베이지안 변동점 분석 결과

속초, 부산, 여수, 보령 및 제주 조위관측소로부터 측정된 관측 개시일부터 2012년까지의 MSLR 자료에 대하여 BCP 분석을 수행하고 그 결과를 Figs. 2(a)~2(e)에 나타내었다. BCP 분석결과는 주어진 자료구간에 대한 사후평균(posterior mean)과 특정지점에서 변동될 수 있는 변동확률(probability of change)을 활용하여 주어진 시계열 자료를 확률적으로 동질한 특성을 가지는 구간으로 분리

Table 1. Summary of the Selected Tidal Gauges

Tidal gauge	Latitude	Longitude	Datum level (m)	Record year
Sokcho	38 ° 12' 26"	128 ° 35' 39"	0.20	1974~2012
Busan	35 ° 05' 47"	129 ° 02' 07"	0.65	1961~2012
Yeosu	34 ° 44' 50"	127 ° 45' 56"	1.81	1966~2012
Boryeong	36 ° 24' 23"	126 ° 29' 10"	3.82	1986~2012
Jeju	33 ° 31' 39"	126 ° 32' 35"	1.42	1964~2012

Table 2. Descriptive Statistics of Annual MSLR at each Tidal Gauge

Tidal gauge	Mean (m)	Variance	Skewness	Kurtosis
Sokcho	0.0212	0.0010	0.2360	2.7664
Busan	0.0171	0.0016	0.1243	1.9639
Yeosu	0.0229	0.0010	-0.0876	2.5812
Boryeong	0.0756	0.0042	0.3536	2.1777
Jeju	0.0946	0.0068	0.2059	2.1483

Table 3. Results of Mann-Kendall Nonparametric Trend Test to Annual MSLR at each Tidal Gauge

Tidal gauge	M-K test statistic	p-value	Critical value		Trend decision	
			$\alpha=0.05$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.01$
Sokcho	6.5686	2.5395×10^{-11}	1.96	2.575	trend	trend
Busan	6.6443	1.5234×10^{-11}	1.96	2.575	trend	trend
Yeosu	4.5292	2.9602×10^{-6}	1.96	2.575	trend	trend
Boryeong	4.8990	4.8157×10^{-7}	1.96	2.575	trend	trend
Jeju	8.5509	0	1.96	2.575	trend	trend

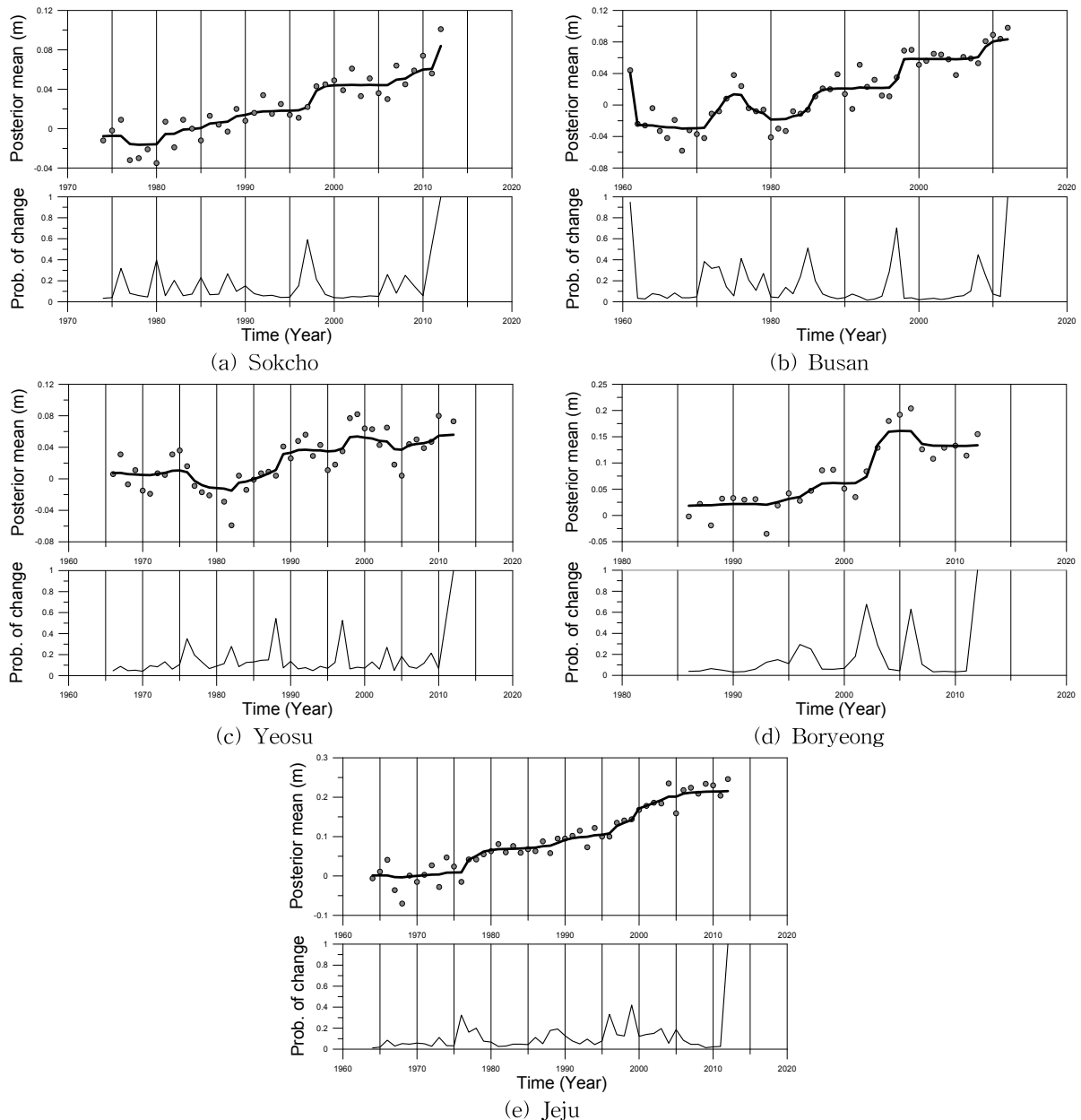


Fig. 2. Results of Bayesian Change Point Analysis at 5 Tidal Gauges

할 수 있는데, 이때 변동확률의 선정에 대한 주관적 판단이 필요하다. 변동확률에 대한 주관적 선정에 있어서는 베이시안 팩터(Bayesian factor)와 같은 정량적 선정절차를 수행할 수도 있고, 자료의 특성을 반영하여 주관적 선정절차를 수행할 수도 있다. 본 연구에서는 조위자료가 가지는 18.6년 변화의 자료적 특성을 활용하여 최대한 이와 같은 변동경향이 나타나도록 변동확률을 주관적으로 선정하였으며, 그 결과 변동확률이 0.5 이상이면 자료가 가진 통계적 특성이 변화된 것으로 간주되었다.

Table 4를 보면 속초 조위관측소의 경우 1997년을 전후

로 MSLR 자료의 평균이 다른 특성을 보이는 것으로 분석되었으나, 변동확률이 0.2를 초과하는 변동점들도 상당수 존재하여 관측 개시일부터 2012년까지 사후평균이 점진적으로 약하게 증가되어짐을 알 수 있었다. 부산 조위관측소는 1985년과 1997년을 전후로 세 개의 동질한 구간으로 자료가 구분되어 짐을 알 수 있었다. 특히 1970년부터 1980년 사이에 변동확률이 0.4정도를 가지며 평균이 감소되는 구간도 있었으나 이를 제외한 대부분의 구간에서 사후평균이 점진적으로 증가되고 있음을 알 수 있었다. 여수 조위관측소의 경우는 1988년과 1997년을 전후로

Table 4. Quantitative Results of Change Point Analysis at each Tidal Gauge

Name of gauges	Change points (Year)	Probability of change	Homogeneous segment (Year to Year)	Posterior mean in homogeneous segment (mm)
Sokcho	1997	0.590	1974~1996	2.0
			1998~2012	49.0
Busan	1985	0.512	1961~1984	-14.0
	1997	0.704	1986~1996	21.0
			1998~2012	64.0
Yeosu	1988	0.544	1966~1987	2.0
	1997	0.526	1989~1996	35.0
			1998~2012	48.0
Boryeong	2002	0.676	1986~2001	34.0
	2006	0.630	2003~2005	152.0
			2007~2012	133.0
Jeju	no	no	1964~2012	128.0

두 개의 동질한 구간으로 자료가 구분되었으며, 1975년부터 1983년 사이와 2003년 인근을 제외한 구간에서 사후평균이 약하게 증가되는 경향을 알 수 있었다. 보령 조위관측소는 2002년과 2006년을 전후로 크게 세 개의 동질한 구간으로 분리되었는데, 2003년부터 2005년 사이의 사후평균 증가량이 매우 급하게 변화된 점과 2007년부터 2012년 사이의 사후평균이 상당히 급하게 감소되는 특성을 보였다. 보령 관측소의 경우 2004년, 2005년, 2006년의 조위가 급하게 증가된 것이 관측오차 때문인지 아니면 다른 물리적 영향이 있었는지에 대한 별도의 원인분석이 필요할 것으로 판단된다. 마지막으로 제주 조위관측소는 변동확률이 0.5를 초과하는 변동점은 탐색되지 않았으나 사후평균의 변화가 매년 상당한 크기로 증가되어져 꾸준한 증가가 나타났음을 알 수 있었다.

앞서 서술한 경향성 분석 결과와 변동점 분석결과를 함께 고려하면 동해안 권역, 남해안 권역, 제주 권역 및 서해안 권역 모두에서 특정 몇 년을 제외하고는 대부분 구간에서 관측 개시일부터 꾸준한 MSLR의 증가가 진행되고 있음이 통계적으로 검증되었다. 특히 동질구간의 사후평균값을 이용한 차이는 제주 권역(제주)이 +128 mm로 가장 증가폭이 크게 나타났으며, 서해안 권역(보령)이 +99 mm, 남해안 권역(부산)이 +78 mm로 상당한 증가폭을 나타냈고, 남해안 권역 중 여수 조위관측소와 동해안 권역 조위관측소(속초)는 각각 +47.0 mm와 +46 mm로 비슷한 정도의 증가를 나타냈다.

4. 한반도 권역별 미래 MSLR 추정 결과

본 연구에서는 미래 MSLR 시나리오와 각 지역별 MSLR

을 결합함으로써 지역적 특성이 반영된 5개 지점에서의 미래 MSLR을 추정하기 위하여 Flick et al. (2013)이 사용했던 것과 동일한 2차식을 미래 MSLR 시나리오로 사용하였다. Flick et al. (2013)은 2100년까지의 미래 MSLR 시나리오를 0.5 m, 1.0 m, 1.5 m, 2.0 m로 구분하고 시간에 따른 해수면 변화는 진지구적 해수면 상승을 추정하기 위한 추정식 중 하나인 미국 국립연구위원회(National Research Council, NRC) (1987)가 제안한 Eq. (15)와 같은 2차식을 구성하여 추정하였다.

$$y = 0.0012t + bt^2 \tag{15}$$

여기서, t 는 시간 항(년도)이고 y 는 해수면상승치로 단위는 m 이다. 우측의 첫째항은 평균 0.0012 m/year의 지반침하를 고려한 항이고 둘째 항은 가속항으로서 b 값은 시작년도가 1986년일 때 0.000028, 0.000066, 0.000105 $m/year^2$ 로 각각 0.5m, 1.0m, 1.5m일 때의 값으로 사용되었다. 본 연구에서 변동점 분석결과를 활용하여 Eq. (15)의 미래 MSLR 시나리오와 각 지역별 MSLR을 결합하기 위한 과정을 단계적으로 요약하여 제시하면 아래와 같으며, 각 단계별 적용 절차 및 그 결과를 각각 4.1 및 4.2절에 기술하였다.

Step 1) 수집된 관측 조위자료를 각 조위관측소의 수심 기준면에 대해 조정된 MSLR 자료를 이용하여 변동점 분석을 시행하고 마지막 동질 구간자료를 선정하여 분석년도로 결정한다.

Step 2) 분석년도의 중앙값(년도)을 결정하여 미래 MSLR 시나리오의 시작년도로 선정한다(동질 구간에 포함된 수가 짝수인 경우 시작년도는 (중앙값-0.5)로 정한다).

Step 3) 결정된 시작년도를 사용하여 미래 MSLR 시나

리오를 2차식으로 구성하고 각각의 계수를 추정한다.

Step 4) 결정된 2차식을 이용하여 추정기간에 해당되는 미래 MSLR 시나리오를 추정한다.

Step 5) 특정지역의 MSLR 자료와 미래 MSLR 시나리오를 결합하여 도시한다.

4.1 Step 1 & 2 : 변동점 분석결과를 이용한 시작년도 결정

지역별 MSLR을 추정하기 위하여 먼저 앞에서 수행된 변동점 분석 결과로부터 마지막 동질한 구간을 선정하여 이로부터 미래 MSLR 시나리오의 시작년도를 결정하였다. 전술한 바와 같이 지역별 MSLR 자료와 미래 MSLR 시나리오를 결합하기 위해서 Flick et al. (2013)은 비교적 최근으로부터 19년간의 자료를 변동성이 제거된 구간으로 보고 그 중앙값을 시작년도로 결정한 바 있으나, 본 연구에서는 19년간의 자료를 사용하지 않고 변동점 분석결과에 의한 통계적 동질한 구간을 선정하여 시작년도를 결정하였다.

속초, 부산, 여수 조위관측소의 경우는 마지막 동질한 구간이 1998~2012년이므로 15년의 중앙값인 8년차에 해당되는 2005년을 추정 자료가 시작되는 시작년도로 결정하였으며, 보령 조위관측소는 2007~2012년의 6개년의 중앙값인 3.5년차에서 0.5년을 감소시켜 3년차에 해당되는 2009년을 시작년도로 결정하였다. 제주 조위관측소의 경우는 급하게 변화됨을 나타내는 변동점이 존재하지 않아 Flick et al. (2003)이 사용한 방법과 동일하게 19년간의 자료(1994~2012년)를 사용하였으며, 그 결과 중앙값인 10년차에 해당되는 2003년이 시작년도로 결정되었다. 각각의 조위관측소별 시작년도는 Table 5에 다시 정리하였다.

4.2 Step 3 & 4 : 미래 MSLR 시나리오의 구성 및 추정

앞에서 결정된 시작년도를 이용하여 미래 MSLR 시나리오를 추정하기 위해서 NRC (1987)가 제안한 Eq. (15)

를 Eq. (16)과 같이 적용하였다.

$$y = c(t-s)^2 + d(t-s) + e \quad (16)$$

여기서, s 는 시작년도이고, c 는 시작년도에 따라 달라지는 가속계수로 시작년도를 NRC (1987)는 1986년, Flick et al. (2013)은 2000년으로 결정하여 c 를 결정한 바 있다. d 는 전 세계적인 지반침하를 가정하여 0.0012 m/year를 사용하였으며, e 는 변동점 분석에 의해 결정된 시작년도의 y 값을 나타낸다(즉 e 는 t 가 s 에서의 y 절편으로 동질구간 내 자료의 평균값임).

본 연구에서는 시작년도를 변동점 분석을 통해 결정하여 각 시작년도를 포함하는 4개의 시나리오를 지역별로 추정하였으며, 4개의 시나리오란 2100년의 해수면 상승량이 각각 0.5m, 1.0m, 1.5m, 2.0m에 해당되는 시나리오이다. Eq. (16)에 각 조위관측소별 시작년도를 적용하면 계수 c 와 e 를 각 조위관측소별로 결정할 수 있으므로, 각 조위관측소의 특성을 반영하여 지역별 MSLR 자료와 미래 MSLR 시나리오를 결합할 수 있는 장점이 있다. Table 5에는 위와 같은 방법으로 추정된 5개 조위관측소에 대한 4개의 미래 MSLR 시나리오를 나타내는 계수를 나타내었다. 또한 추정된 계수를 이용하여 2100년까지의 5개 지점별 미래 MSLR 시나리오를 추정하여 Table 6에 나타내었다.

4.3 Step 5 : 결과의 분석

최종적으로 추정된 미래 MSLR 시나리오를 각 관측소별 MSLR과 결합하여 Figs. 3(a)~3(b)에 나타내었다. Fig. 3에서 굵은 회색으로 표시된 선은 각 관측소별로 추정된 변동점 분석결과 얻어진 마지막 동질한 구간을 나타내며 가운데 회색점은 미래 MSLR 시나리오의 시작년도를 나타낸다. 또한 시작년도를 중심으로 우측 4개의 검은 실선들은 지역별 특성이 반영된 미래 MSLR 시나리오로 아래부터 2100년의 해수면 상승량이 0.5m, 1.0m, 1.5m, 2.0 m에 해당된다. 일반적으로 통계적 방법에 의한 미래 MSLR의 추정은 비교적 단기간에서 유의한 경향이 있어 Fig. 3에서

Table 5. Calculated Coefficients using the Starting Years from the Change Point Analysis

Tidal gauge	c (m/year ²)				d (m/year)	e (m)	s (starting year)
	0.5	1.0	1.5	2.0			
Sokcho	4.277×10^{-5}	9.817×10^{-5}	1.536×10^{-4}	2.090×10^{-4}	0.0012	0.0524	2005
Busan	4.277×10^{-5}	9.817×10^{-5}	1.536×10^{-4}	2.090×10^{-4}	0.0012	0.0662	2005
Yeosu	4.277×10^{-5}	9.817×10^{-5}	1.536×10^{-4}	2.090×10^{-4}	0.0012	0.0535	2005
Boryeong	4.719×10^{-5}	1.076×10^{-4}	1.680×10^{-4}	2.283×10^{-4}	0.0012	0.1275	2009
Jeju	4.077×10^{-5}	9.391×10^{-5}	1.471×10^{-4}	2.020×10^{-4}	0.0012	0.1798	2003

Table 6. Results of Future MSLR (m) Including Local Characteristics at each Gauge

Tidal gauge	Scenario	2020 (m)	2030 (m)	2040 (m)	2050 (m)	2100 (m)
Sokcho	0.5	0.080	0.109	0.147	0.193	0.552
	1.0	0.092	0.144	0.215	0.305	1.052
	1.5	0.105	0.178	0.283	0.417	1.553
	2.0	0.117	0.213	0.350	0.530	2.053
Busan	0.5	0.094	0.123	0.161	0.207	0.566
	1.0	0.106	0.158	0.229	0.319	1.066
	1.5	0.119	0.192	0.297	0.431	1.567
	2.0	0.131	0.227	0.364	0.544	2.067
Yeosu	0.5	0.081	0.110	0.148	0.194	0.553
	1.0	0.094	0.145	0.216	0.306	1.053
	1.5	0.106	0.180	0.284	0.419	1.554
	2.0	0.119	0.214	0.352	0.531	2.054
Boryeong	0.5	0.146	0.174	0.210	0.256	0.627
	1.0	0.154	0.200	0.268	0.358	1.128
	1.5	0.161	0.227	0.326	0.459	1.628
	2.0	0.168	0.253	0.384	0.560	2.127
Jeju	0.5	0.212	0.242	0.280	0.326	0.680
	1.0	0.227	0.281	0.353	0.444	1.180
	1.5	0.243	0.319	0.426	0.561	1.680
	2.0	0.258	0.358	0.498	0.678	2.180

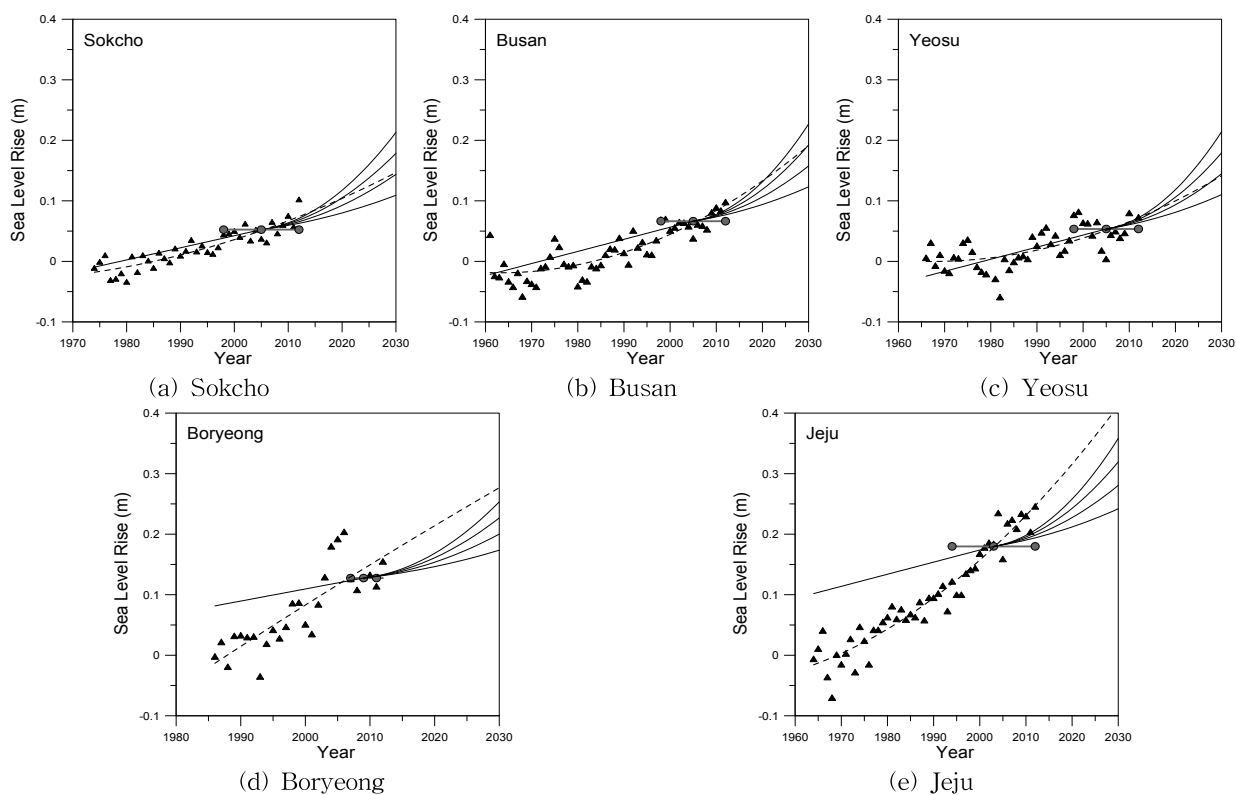


Fig. 3. Estimation of Annual Mean Sea Level Rise

는 2030년까지만 표시하고 이후의 관측소별 미래 MSLR 추정값은 위의 Table 6에 표시하였다.

또한 본 연구에서는 각 지역별 MSLR 자료와 미래 MSLR 시나리오의 비교를 위하여 선형회귀분석 결과와 비선형(2차) 회귀분석 결과를 추가로 제시하였다. 먼저 선형회귀분석을 위하여 각 관측소별 MSLR 자료를 $y = a(t-s) + b$ 로 분석하였으며, 각 관측소별 시작년도를 사용하여 계수 a 와 b 를 다시 추정하였다. 추정된 선형식의 기울기를 미래 MSLR 시나리오와 비교하기 위하여 IPCC (2013)이 제안한 MSLR 증가율을 사용하였다. IPCC (2013)에 의하면 전 세계적인 MSLR 증가율이 1901년부터 2010년까지는 1.7 mm/year, 1971년부터 2010년까지는 2.0 mm/year, 1993년부터 2010년까지는 3.2 mm/year의 선형경향성을 가지는 것으로 분석된 바 있다. 본 연구에서는 대부분 관측자료의 기간이 20세기 후반인 것을 감안하여 2.0 mm/year의 전 세계적 MSLR 증가율 (Fig. 3에서 시작년도 좌측의 1개 검은 실선)을 사용하였고, 그 결과를 Table 7에 제시하였다. Table 7의 기울기 a 를 비교하면 속초 및 부산 조위관측소는 전 세계적 MSLR 증가율과 비슷한 경향을 보였고 여수 조위관측소는 전 세계적 MSLR 증가율에 비해 약간 낮은 경향을 보였다. 또한 보령 및 제주 조위관측소는 해수면상승정도가 전 세계적 MSLR 증가율보다 높은 것으로 분석되었다.

두 번째로 각 관측소별 MSLR 자료가 4개의 미래 MSLR 시나리오 중 어느 시나리오와 가장 근사한 지를 알아보기 위하여 미래 MSLR과 동일한 형태의 2차식을 각 관측소별 MSLR 자료에 대하여 근사시킨 후 이를 2030년까지 연장시켜 Fig. 3에 검은 점선으로 표시하였다. 단, 각 관측소별 MSLR 자료에 대한 2차식을 구성함에 있어서는 동일한 구간에 대한 자료만을 사용할 경우 과거 자료에 대한 설명력이 감소되어 질 수 있어 관측기간 전체에 대한 자료를 사용하였다.

분석결과 속초 및 여수 조위관측소의 경우는 2100년 기준 1.0m 상승 시나리오와 가장 유사하였으며, 부산 조위관측소는 1.5m 상승 시나리오와 유사하게 나타났다. 또한 보령 및 제주 조위관측소는 2.0m 상승 시나리오보다 더 높은 해수면 상승을 나타내는 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과로 볼 때, 각 관측소별 미래 MSLR의 증가는 제주 권역(제주)이 가장 심할 것으로 추정되었으며, 이어 서해안 권역(보령), 남해안 권역(부산), 남해안 권역(여수) 및 동해안 권역(속초)의 순서로 미래의 해수면 상승 증가가 추정되었다.

한편으로 최근 발표된 IPCC 5차 보고서에서 제시하고 있는 전지구적 MSLR 추정값은 2046~2065년 평균이 RCP 2.6, 4.5, 6.0, 8.5에 대하여 24 cm, 26 cm, 25 cm, 30 cm로 보고되었으며, 2081~2100년 평균은 40 cm, 47 cm, 48 cm, 63 cm로 보고된 바 있다. 따라서 본 연구에서 추정된 2100년의 지역별 미래 MSLR 추정값은 이보다 상당히 높은 값으로 추정되었음을 알 수 있어 RCP에 의한 전지구적 MSLR에 비해 한반도 인근 해역의 해수면 상승 증가가 클 것으로 추정된다고 볼 수 있다. 다만 본 연구에서 진행된 지역별 MSLR의 추정은 통계적 방법만을 사용하였기 때문에 향후 물리적 모형의 지역화를 통해 산출되어지는 값을 사용하여 보다 신뢰성 있는 추정이 필요하다고 판단된다.

5. 결 론

지구온난화로 인한 기후변화는 해수면을 상승시켜 연안지역의 자연환경 및 사회경제적 활용가치를 저하시킬 수 있어, 긴 해안선을 가지고 있는 우리나라에서는 해수면 상승으로 인한 미래의 적응대책이 국가적으로 중요하다. 이러한 시점에서 IPCC 제5차 보고서에서 제시하고 있는 전지구적 MSLR 시나리오는 지역적 특성이 반드시 고

Table 7. Comparison of Global and Local Linear Trend

Tidal gauge	a (m/year)		b (m)		s (Starting year)
	Global model	Local model	Global model	Local model	
Sokcho	2.0×10^{-3}	2.42×10^{-3}	0.0524	0.0486	2005
Busan	2.0×10^{-3}	2.19×10^{-3}	0.0662	0.0597	2005
Yeosu	2.0×10^{-3}	1.53×10^{-3}	0.0535	0.0457	2005
Boryeong	2.0×10^{-3}	6.76×10^{-3}	0.1275	0.1528	2009
Jeju	2.0×10^{-3}	5.47×10^{-3}	0.1798	0.1687	2003

려될 필요가 있으며, 이를 위하여 물리적 및 통계적 방법의 적용을 위한 많은 연구가 진행 중에 있다. 본 연구에서는 한반도 권역(동해안 권역, 남해안 권역, 제주 권역 및 서해안 권역)의 5개 조위관측소로부터 측정된 장기 조위 자료를 활용하여 미래의 한반도 해역의 MSLR을 추정하기 위한 통계적 방법의 개선에 관한 연구를 수행하였다.

본 연구에서는 한반도 해역에 위치한 조위관측소로부터 속초(동해안 권역), 부산, 여수(남해안 권역), 제주(제주 권역), 및 보령(서해안 권역)의 5개 조위관측소 관측 개시일부터 2012년까지의 조위자료를 취득하였다. 먼저 취득된 각 시계열 자료에 대하여 비모수적 경향성 분석기법으로 분석하여 5개 조위관측소의 경향성을 분석한 결과 5개의 모든 조위관측소에서 뚜렷한 MSLR의 증가 추세가 검증되었다. 또한 본 연구에서는 경향성 분석 기법이 가지고 있는 단점을 개선하기 위해 BCP를 이용한 변동점 분석을 추가로 시행하여 각 조위관측소별 시계열 자료의 변동점 및 변동량을 정량화 하였는데, 제주 조위관측소를 제외한 4개 조위 관측소에서 1개 이상의 변동점이 탐색되었다. 특히 각 구간별 사후평균을 비교한 결과 제주 권역(제주)의 조위증가가 가장 두드러졌고 이어 서해안 권역(보령) 및 남해안 권역(부산)의 조위증가가 심했으며, 남해안 권역 중 여수 조위관측소와 동해안 권역(속초)의 조위 증가는 비슷한 수준으로 증가되는 것이 분석되었다.

특히 본 연구에서는 각 연구자마다 다른 시작년도를 사용함에 따라 발생하는 미래 MSLR에서의 오차 발생 문제점과 18.6년이라는 일관된 분석주기를 활용함으로써 발생하는 오차 발생 문제점을 개선하기 위하여 각 관측소별 변동점 분석결과를 사용하여 각 조위 관측소별 지역적 특성을 고려한 미래 MSLR 시나리오의 시작년도를 결정하는 방법을 제안하였다.

제안된 방법을 이용하여 선형식에 먼저 적용한 결과 속초 및 부산 조위관측소는 전 지구적인 MSLR 증가율과 비슷한 경향을 보였고 여수 조위관측소는 이보다 낮은 경향을 보였으며, 보령 및 제주 조위관측소는 전 지구적인 MSLR 증가율보다 매우 높은 증가추세를 보임을 알 수 있었다. 또한 이와 같은 관측소별 미래 MSLR의 증가 추세를 보다 상세히 파악하기 위하여 미래 MSLR 시나리오와 동일한 2차식을 사용한 경우에 속초 및 여수 조위관측소는 2100년 기준 1.0m 상승 시나리오와 가장 유사하였으며, 부산 조위관측소는 1.5m 상승 시나리오와 가장 유사한 것으로 분석되었다. 특히 보령과 제주 조위관측소의 경우에는 2.0m 상승 시나리오 보다 더 높은 해수면 상승을 나타내는 것으로 분석되어 서해안 권역과 제주 권역의

미래 해수면 상승이 타 권역에 비해 심한 조위 상승이 진행될 수 있다는 결과를 보여주었다.

이와 같은 통계적 방법에 의한 지역별 미래 MSLR 시나리오의 추정은 더 많은 조위 관측소의 자료를 활용하거나 향후 대기-해양의 관계를 물리적으로 나타낼 수 있는 지역모형의 결과를 이용함으로써 보다 신뢰성 있는 결과를 얻을 수 있을 것으로 판단되나, 본 연구를 통해 제주 권역과 함께 서해안 권역도 미래 해수면 상승으로 인한 자연적, 사회경제적 취약성이 크게 증가될 수 있다는 점을 추정할 수 있었다.

감사의 글

본 연구에서 사용된 모든 자료는 국립해양조사원의 홈페이지에서 제공받은 자료입니다. 연구의 진행을 위한 국립해양조사원의 자료제공에 감사드립니다.

References

- Abdul Aziz, O.I., and Burn, D.H. (2006). "Trends and variability in the hydrological regime of the Mackenzie River Basin." *Journal of hydrology*, Vol. 319, pp. 282-294.
- Barry, D., and Hartigan, J.A. (1992). "Product partition models for change point problems." *The Annals of Statistics*, Vol. 20, No. 1, pp. 260-279.
- Barry, D., and Hartigan, J.A. (1993). "A Bayesian analysis for change point problems." *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 88, No. 421, pp. 309-319.
- Beaulieu, C., Seidou, O., Ouarda, T.B.M.J., and Zhang, X. (2009) "Intercomparison of homogenization techniques for precipitation data continued: Comparison of two recent Bayesian change point models." *Water Resources Research*, Vol. 45, W08410.
- Burn, D.H. (1994) "Hydrologic effects of climatic change in West Central Canada." *Journal of Hydrology*, Vol. 160, pp. 53-70.
- Carlin, B.P., Gelfand, A.E., and Smith, A.F.M. (1992). "Hierarchical Bayesian analysis of changepoint problems." *Applied Statistics*, Vol. 41, No. 2, pp. 389-405.
- Cayan, D.R., Bromirski, P.D., Hayhoe, K., Tyree, M., Dettinger, M., and Flick, R.E. (2008). "Climate change projections of sea level extremes along the California

- coast." *Clim. Change*, Vol. 87, No. 1, pp. 57-73.
- Chu, H.J., Pan, T.Y., and Liou, J.J. (2012). "Change-point detection of long-duration extreme precipitation and the effect on hydrologic design: a case study of south Taiwan." *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, Vol. 26, pp. 1123-1130.
- Fearnhead, P. (2006). "Exact and efficient Bayesian inference for multiple change point problems." *Statistics and Computing*, Vol. 16, pp. 203-213.
- Fearnhead, P., and Liu, Z. (2011). "Efficient Bayesian analysis of multiple changepoint models with dependence across segments." *Statistics and Computing*, Vol. 21, pp. 217-229.
- Flick, R.E., Knuuti, K., and Gill, S.K. (2013). "Matching mean sea level rise projections to local elevation datums." *J. Waterway Port, Coastal, Ocean Eng.*, Vol. 139, No. 2, pp. 142-146.
- Hansen, J.E., and Sato, M. (2012). *Paleoclimate implications for human-made climate change*. Climate Change: Inferences from paleoclimate and regional aspects, Berger, A., Mesinger, F., and Sijacki, D. (eds), Springer, Vienna, pp. 21-48.
- Hirsch, R.M., and Slack, J.R. (1984). "A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence." *Water Resources Research*, Vol. 20, No. 6, pp. 727-732.
- Hirsch, R.M., Slack, J.R., and Smith, R.A. (1982). "Techniques of trend analysis for monthly water quality data." *Water Resources Research*, Vol. 18, pp. 107-121.
- Hwang, S.H., Kim, J.H., Yoo, C., and Jung, S.W. (2010). "A Probabilistic estimation of changing points of Seoul rainfall using BH Bayesian analysis." *Journal of Korea Water Resources Association*, Vol. 43, No. 7, pp. 645-655. (In Korean).
- IPCC (2008). *Contribution of Working Group I, II, and III to the fourth assessment report of the IPCC*. Climate change 2007: Synthesis report, Pachauri P.K., and Reisinger, A. (eds), IPCC, Geneva.
- IPCC (2013). Summary for policy makers. In: Climate change 2013: The physical science basis. Contribution of working group I to the fifth assessment report of the intergovernmental panel on climate change, Stocker, T.F., Qin, D., Plattner, G.-K., Tignor, M., Allen, S.K., Boschung, J., Nauels, A., Xia, Y., Bex, V., and Midgley, P.M. (eds.), Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA.
- Kendall, M.G. (1975). *Rank correlation methods*. Charles Griffin, London.
- Kim, J., and Cheon, S. (2010). "Bayesian multiple change-point estimation with annealing stochastic approximation Monte Carlo." *Computational Statistics*, Vol. 25, pp. 215-239.
- Kim, C., Suh, M.S., and Hong, K.O. (2009). "Bayesian changepoint analysis of the annual maximum of daily and subdaily precipitation over South Korea." *Journal of Climate*, Vol. 15, pp. 6741-6757.
- Lee, K.S., and Kim, S.U. (2008). "Identification of uncertainty in low flow frequency analysis using Bayesian MCMC method." *Hydrological Processes*, Vol. 22, No. 12, pp. 1949-1964.
- Mann, H.B. (1945). "Nonparametric tests against trend." *Econometrica*, Vol. 33, pp. 245-259.
- Metropolis, N., Rosenbluth, A.W., Teller, A.H., and Teller, E. (1953). "Equations of state calculations by fast computing machines." *Journal of Chemical Physics*, Vol. 21, pp. 1087-1092.
- National Research Council (1987). Responding to changes in sea level: Engineering implications. National Academy Press, Washington, DC. pp. 28-30.
- Oh, S.M., Kwon, S.J., Moon, I.J., Lee, E.I. (2011). "Sea level rise due to global warming in the Northwestern Pacific and seas around the Korean peninsula." *Journal of Korean Society of Coastal and Ocean Engineers*, Vol. 23, No., 3, pp. 236-247. (In Korean)
- Pfeffer, W.T., Harper, J.T., and O'Neel, S. (2008). "Kinematic constraints on glacier contributions to 21st-century sea-level rise." *Science*, Vol. 321, No. 5894, pp. 1340-1343.
- Rahmstorf, S. (2007). "A semi-empirical approach to projecting future sea-level rise." *Science*, Vol. 315, No. 5810, pp. 368-370.
- Rahmstorf, S. (2010). "A new view on sea level rise." *Nature Rep. Climate Change*, Vol. 4, pp. 44-45.
- U.S. Army Corps of Engineers (2009). *Water resource policies and authorities, incorporating sea-level change considerations in civil works programs*. Circular No.

1165-2-211, Washington DC.
 U.S. Army Corps of Engineers (2011). *Sea-level change considerations for civil works programs*. Circular No. 1165-2-212, Washington DC.
 Vermeer, M., and Rahmstorf, S. (2009). "Global sea level linked to global temperature." *Proc. Natl. Acad. Sci. U.S.A.*, Vol. 106, No. 51, pp. 21527-21532.

Yao, Y.C. (1984). "Estimation of a noisy discrete-time step function: Bayes and empirical Bayes approaches." *The Annals of Statistics*, Vol. 12, No. 4, pp. 1434-1447.

논문번호: 14-063	접수: 2014.07.21
수정일자: 2014.08.11	심사완료: 2014.08.11