

모의실험을 이용한 경향성 분석기법의 검정력 평가 Power Test of Trend Analysis using Simulation Experiment

류 용 준* / 신 흥 준** / 김 수 영*** / 허 준 행****

Ryu, Yongjun / Shin, Hongjoon / Kim, Sooyoung / Heo, Jun-Haeng

Abstract

Time series data including change, jump, trend and periodicity generally have nonstationarity. Especially, various methods have been proposed to identify the trend about hydrological time series data. However, among various methods, evaluation about capability of each trend test has not been done a lot. Even for the same data, each method may show the different result. In this study, the simulation was performed for identification about the changes in trend analysis according to the statistical characteristics and the capability in the trend analysis. For this purpose, power test for the trend analysis is conducted using Men-Kendall test, Hotelling-Pabst test, t test and Sen test according to the slope, sample size, standard deviation and significance level. As a result, t test has higher statistical power than the others, while Mann-Kendall, Hotelling-Pabst, and Sen tests were similar results.

Keywords : trend analysis, power test, monte-carlo simulation, time series, t test

요 지

수문시계열 자료에 변동성, 도약성, 경향성, 주기성 등이 있으면 이러한 자료는 일반적으로 비정상성을 가지며, 특히 경향성 판단을 통한 다양한 방법들이 제시되어 왔다. 그러나 다양한 방법 간의 검정능력에 대한 평가는 많이 이루어지지 않았으며, 그로인해 동일 자료에 대한 다른 방법의 적용으로 반대의 결과가 나오는 경우도 발생하게 된다. 따라서 본 연구에서는 통계적 특성에 따른 경향성 분석의 변화를 파악하고, 경향성 분석방법 간의 검정능력을 파악해 보았다. 이를 위해 경향성 분석기법인 Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, t 검정, Sen 검정을 적용하였으며 기울기, 표본크기, 표준편차에 따라 다양한 모의실험을 수행하였다. 그 결과 t 검정이 다른 검정에 비해 상대적으로 높은 검정력을 보였고, Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, Sen 검정은 비슷한 결과를 보였다.

핵심용어 : 경향성 분석, 검정력 분석, 모의 실험, 시계열, t 검정

1. 서 론

수자원 계획에 있어서 수문시계열 자료의 분석은 수문

시스템의 장단기 계획에 중요한 역할을 한다. 시계열 자료의 특성치를 파악하기 위해서는 정상성의 판단이 중요한데, 이러한 정상성을 판단하는 기준으로 변동성(change),

* 연세대학교 대학원 토목공학과 석사과정 (e-mail: ryj@yonsei.ac.kr)

Graduate Student, School of Civil and Environmental Engineering, Yonsei Univ., Seoul 120-749, Korea

** 연세대학교 대학원 사회환경시스템공학부 토목환경공학과 박사후 과정 (e-mail: sinong@yonsei.ac.kr)

Post Doctoral Fellow, School of Civil and Environmental Engineering, Yonsei Univ., Seoul 120-749, Korea

***연세대학교 대학원 토목공학과 박사과정 (e-mail: sykim79@yonsei.ac.kr)

Ph.D. Student, School of Civil and Environmental Engineering, Yonsei Univ., Seoul 120-749, Korea

****교신저자, 연세대학교 사회환경시스템공학부 토목환경공학과 교수 (e-mail: jhheo@yonsei.ac.kr, Tel: 02-2123-2805)

Corresponding Author, Professor, School of Civil and Environmental Engineering, Yonsei Univ., Seoul 120-749, Korea

도약성(jump), 경향성(trend), 주기성(periodicity) 등이 있다. 이러한 성질을 파악하는 것은 자료의 과거 경향과 미래의 추세 분석 및 향후 예측에 큰 영향을 미치며 이런 특징을 측정하기 위해 많은 방법들이 제시되어 왔다. 특히 기후 변화로 인한 경향성을 파악하기 위한 연구가 활발히 진행되어왔다. 시계열 자료의 경향성을 파악하기 위해 많이 사용되는 방법으로는 Mann-Kendall (MK) 검정(Mann, 1945; Kendall, 1975), Hotelling-Pabst (HP) 검정(Conover, 1971), t 검정, Sen 검정(Sen, 1968) 등이 있다. 이러한 검정 방법을 이용해 수문자료인 기온, 강우, 하천유량의 경향성을 파악하는데 많이 이용되어왔다(Lee et al., 2009; Lee et al., 2012; Oh and Moon, 2009; Oh et al., 2006; Seo et al., 2010; Shon and Shin, 2010; Yang, 2011). 그러나 다양한 방법들 사이의 검정 능력에 대한 기준이 제시되어 있지 않아 어떤 방법이 더 정확한 결과를 도출하는지 알 수 없었다. 한편 Yue et al. (2002a)은 Mann-Kendall 검정과 Spearman's rho 검정에 대해 검정력을 비교하여 비슷한 검정력을 가짐을 밝혔으며, Yue et al. (2002b)은 AR (1) 모델 시뮬레이션을 통해 임의의 시계열 자료를 발생시켜 Mann-Kendall 검정을 수행하였다. 또한 Önoz and Bayazit (2003)은 t 검정과 Mann-Kendall 검정을 비교하여 t 검정이 Mann-Kendall 검정보다 높은 검정력을 나타낸다고 제시한 바 있다.

본 연구에서는 보다 폭넓은 적용성을 위해 일반적으로 많이 사용하는 방법인 Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, t 검정, Sen 검정을 이용하여 검정력을 구하고 각 방법에 따른 결과를 비교해보았다. 비교 분석을 위해 Monte-Carlo 모의실험을 수행하였고, 모의실험은 평균을 일정한 값으로 정하고 표준편차, 표본크기를 변화시켜 다양한 경우의 정규난수를 발생시켰으며, 발생시킨 난수에 임의의 기울기를 가지는 자료를 중첩시켜 다양한 유의수준에 따른 결과를 분석하였다.

2. 기본이론

2.1 경향성 분석

경향성 분석 방법으로는 크게 비매개변수적 방법과 매개변수적 방법이 있다. 본 연구에서 적용한 방법 가운데 Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, Sen 검정은 비매개변수적 통계방법이고, t 검정은 매개변수적 통계방법이다. 이 방법들의 귀무가설은 “경향성이 존재하지 않는다.”는 것이고, 대립가설은 “경향성이 존재한다.”는 것이다.

비매개변수적 통계 방법은 우선 매개변수 자료를 비매개변수 자료로 변환하여 검정통계량을 계산하고, 평균과 표준편차를 이용하여 자료의 정규화 과정을 거친 뒤 각각의 검정통계량에 맞추어 가설검정을 하게 된다. Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, Sen 검정은 정규분포를 따르며 여기서 $z_{1-\alpha/2}$ 는 유의수준 α 에 대하여 양측 검정에 대한 정규분포 임계값이다. 매개변수적 통계 방법인 t 검정은 변환하지 않은 매개변수 자료에 대하여 검정통계량을 계산하고, 평균과 표준편차를 이용하여 구한 검정통계량에 맞추어 가설검정을 하게 된다. t 검정은 student-t 분포를 따르며 여기서 $t_{1-\alpha/2}$ 는 유의수준 α 일 때 자유도 $n-2$ 에 대하여 양측검정에 대한 student-t 분포 임계값이다. 이 과정을 표로 나타내면 Table 1과 같다.

2.2 검정력 분석

경향성에 대한 가설을 검정하기 위해 사용되는 통계적 가설 검정은 귀무가설과 대립가설을 세우는 것에서부터 시작한다. 모아진 자료와 가설과의 일치성을 비교하거나 각 가설에서 자료의 결과가 나왔을 확률을 계산하여 가설 검정을 하게 된다. 가설검정에서는 표본에서 추출된 불완전한 정보를 기초로 하여 두 가지 가설 중 하나의 결론을 선택하기 때문에 항상 잘못된 결론을 내릴 가능성이 있다. 이러한 가설검정의 오류는 2가지가 있는데 우선 제1종 오류(type 1 error)는 귀무가설이 옳은데도 불구하고 대립가설로 잘못 결론을 내린 경우를 말한다. 제1종 오류의 확률은 α 로 나타내며 α 위험(α risk)이라고 한다. 제2종 오류(type 2 error)는 대립가설이 옳은데도 불구하고 귀무가설로 잘못 결론 내리는 오류이다(Jung, 2006). 제2종 오류의 확률은 β 로 나타내며 β 위험(β risk)이라고 한다. 검정력은 가설검정이 바르게 결정된 확률을 말하며, 사실임에도 귀무가설을 기각하고 대립가설을 택할 확률 $1-\beta$ 로 가정한다. Fig. 1은 귀무가설이 사실일 경우의 신뢰구간과 귀무가설이 기각될 확률인 제1종 오류 구간을 표시하였다. Fig. 2는 귀무가설이 통과할 확률, 다시 말해서 대립가설이 기각될 확률인 제2종 오류와 검정력 구간을 표시하였다.

모의실험을 통해 표본을 추출하여 귀무가설이 기각될 확률인 검정력 함수는 Eq. (1)과 같이 표시하였다.

$$Power = \frac{N_{rej}}{N} \quad (1)$$

여기서, N 은 모의실험을 통해 발생한 총 횟수이며, N_{rej} 는 귀무가설이 기각될 횟수를 의미한다.

Table 1. Process of Hypothesis Test for the Nonparametric Trend Tests

Test	Test Statistic	Hypothesis Test
Mann-Kendall	$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{M-1}{\sigma} & M > 0 \\ 0 & M = 0 \\ \frac{M+1}{\sigma} & M < 0 \end{cases}$ <p>where, $M = \sum_i^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sign}(X_j - X_i)$, $\begin{cases} \text{sign}(X_j - X_i) = 1 & X_j - X_i > 0 \\ \text{sign}(X_j - X_i) = 0 & X_j - X_i = 0, \\ \text{sign}(X_j - X_i) = -1 & X_j - X_i < 0 \end{cases}$</p> $\sigma = \left[\frac{1}{18} \left\{ N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^G E_i(E_i-1)(2E_i+5) \right\} \right]^{\frac{1}{2}}$ <p>X_i : hydrologic series, N : number of total data, G : number of tied groups, E_i : number of data in the ith group</p>	$ Z_{MK} < z_{1-\alpha/2}$
Hotelling-Pabst	$Z_{HP} = \frac{H - \mu}{\sigma}$ <p>where, $H = \sum_{i=1}^N [R(X_i) - t]^2$, $R(X_i)$: the rank in increasing order of X_i,</p> $\mu = \frac{N(N^2-1)}{6}, \sigma = \frac{N(N^2-1)}{6\sqrt{N-1}}$	$ Z_{HP} < z_{1-\alpha/2}$
Sen	$\begin{cases} S = R(Z_{(M+1)/2}) & \text{Mis odd} \\ S = \frac{1}{2} [R(Z_{M/2}) + R(Z_{(M+2)/2})] & \text{Mis even} \end{cases}$ <p>where, $Z_k = \frac{X_j - X_i}{j - i}$, $j > i$, $M = \frac{N(N-1)}{2}$, $R(Z_i)$ is the rank in increasing order of Z_i, $R(Z_{M_i}) = \frac{M - u_{1-\alpha/2}\sigma}{2}$, $R(Z_{M_i'}) = 1 + \frac{M + u_{1-\alpha/2}\sigma}{2}$,</p> $\sigma = \left[\frac{1}{18} \left\{ N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^G E_i(E_i-1)(2E_i+5) \right\} \right]^{\frac{1}{2}}$ <p>$u_{1-\alpha/2}$: the $1-\alpha/2$ quantile of the standard normal distribution, α : the significance level for the test</p>	$R(Z_{M_i}) < S < R(Z_{M_i'})$
t	$t = b/\sigma$ <p>where, Y_i : the dependent variable with the independent variable X_i,</p> $b = \frac{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2}, \sigma = \sqrt{\frac{12 \sum_{i=1}^N (Y_i - a - bX_i)^2}{N(N-2)(N^2-1)}}$	$ t < t_{1-\alpha/2}$

(Conover, 1971; Kendall, 1975; Mann, 1945; Sen, 1968; Yue et al., 2002(a); Oh et al., 2006)

3. 분석방법 및 결과

3.1 모의실험 구성

본 연구에서는 Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, t 검정, Sen 검정의 검정력 비교를 위해 모의실험을 수행하였다. 우선 정규난수 모델을 구성하여 시계열 자료 (X_t)를 생성하였다. 다양한 표본 크기에 따른 검정력 비교를 위해 시계열 자료의 표본 크기(n)는 10부터 10씩 증가시켜 100까지 총 10개 세트로 구성하였고, 일정한 평균

에 대한 다른 변수에 따른 변화를 파악하기 위해 평균 $E(X_t) = 1$ 로 고정시켰으며, 다양한 표준편차를 주어 일정한 평균에 대해 변동성을 주어 검정력 검정에 대한 변화를 파악하기 위해 표준편차($SD(X_t)$)는 0.1부터 0.1씩 증가시켜 1.0까지 총 10개 세트로 구성하였다. 경향추세를 반영하기 위해 $b \times t$ 의 형태의 함수를 합성하였으며, 여기서 b 는 기울기로 -0.01부터 0.002씩 증가시켜 0.01까지 총 11개 세트로 구성하였고, t 는 발생시킨 표본의 순서로, $t = 0, 1, 2, \dots, n$ 으로 구성된다. 또한 유의수준에 따른 검

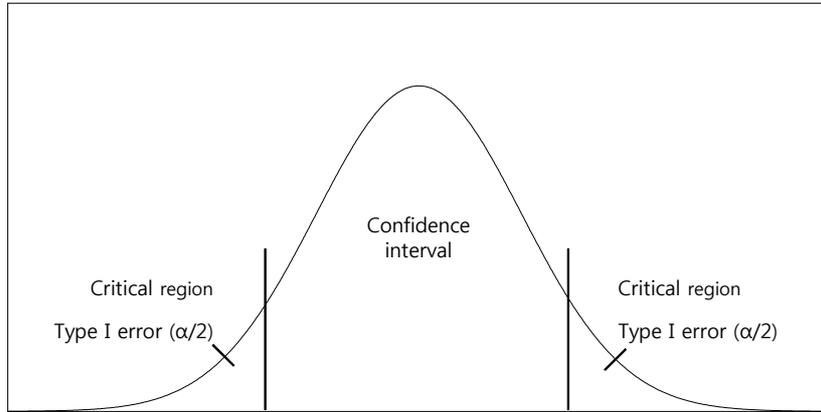


Fig. 1. Schematic Illustration of the Interval, Critical Regions, and Type I Error for the Two-Tailed Test

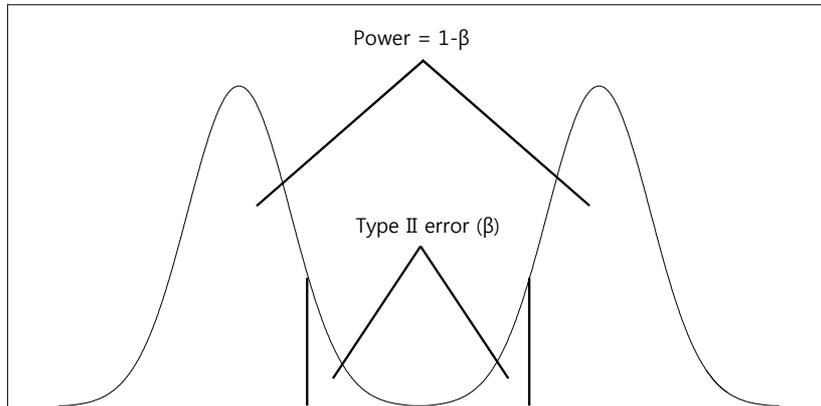


Fig. 2. Schematic Illustration of the Type II Error and Power of the Test

Table 2. Consists of Monte-Carlo Simulation

Sample Size (n)	Mean ($E(X_i)$)	Standard Deviation ($SD(X_i)$)	Slope (b)	Significance Level (α)	Generated Number (N)
10, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80, 90, 100	1	0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 1.0	-0.01, -0.008, -0.006, -0.004, -0.002, 0, 0.002, 0.004, 0.006, 0.008 0.01	0.01, 0.05, 0.10, 0.15, 0.20	3000

정력의 크기 변화를 관찰하기 위해 유의수준은 0.01, 0.05, 0.10, 0.15, 0.20으로 총 5개 세트로 구성하였다. 표본은 각각의 경우에 대해 충분히 큰 수를 발생시켜야 한다고 판단되어 3,000번을 발생시켰으며 이 중 귀무가설이 기각된 횟수의 비를 검정력으로 가정하였다. 자세한 모의실험 구성은 Table 2와 같다.

3.2 검정력 분석 결과

모의실험에서 구성한 변수들과 검정력의 상관성을 파악하기 위해 특정 변수를 고정시켜 놓고 상관성을 파악해

보았다. 대표적으로 t 검정에 대해 표본 크기 50, 표준편차 0.5로 고정시켜 놓고 기울기와 유의수준에 따른 검정력을 비교했으며 그 결과는 Fig. 3과 같다. 기울기의 절대크기가 증가함에 따라 검정력은 증가하는 것을 볼 수 있고, 유의수준의 크기가 커질수록 검정력의 크기가 커지는 것을 확인할 수 있다. 다음으로 유의수준을 0.05, 표준편차를 0.5로 고정시켜 놓고 기울기와 표본 크기에 따른 검정력을 비교한 결과는 Fig. 4와 같다. 역시 기울기의 절대크기가 증가함에 따라 검정력은 증가하는 것을 볼 수 있고, 표본의 크기가 커질수록 검정력의 크기가 커지는 것을 확인

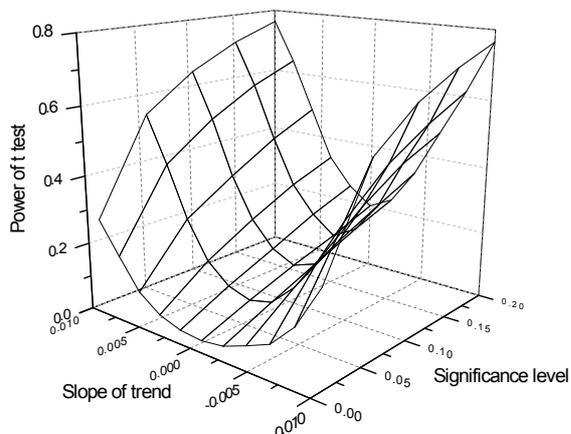


Fig. 3. Power-Slope-Significance Level Curve of t-test ($n=50$ and $\sigma=0.5$)

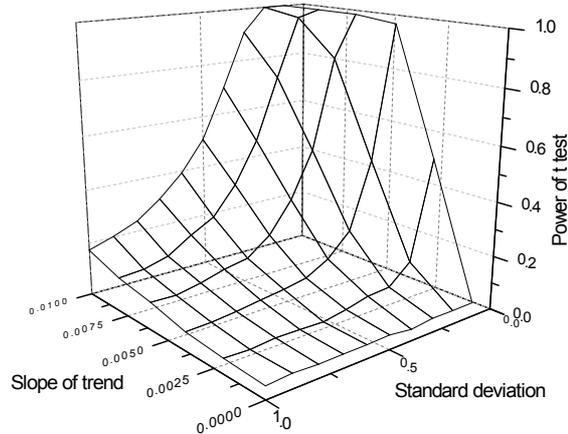


Fig. 5. Power-Slope-Standard Deviation Curve of t-test ($\alpha=0.05$ and $n=50$)

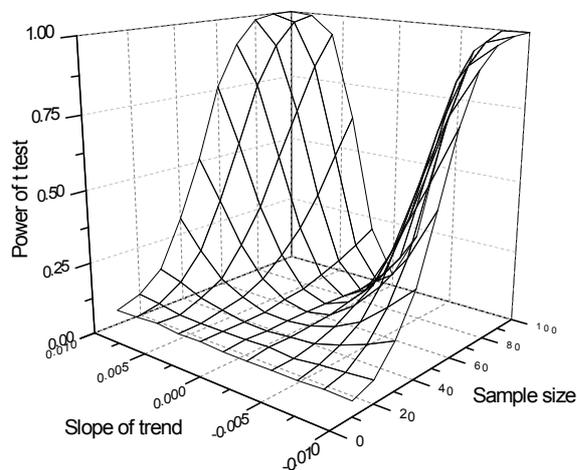


Fig. 4. Power-Slope-Sample Size Curve of t-test ($\alpha=0.05$ and $\sigma=0.5$)

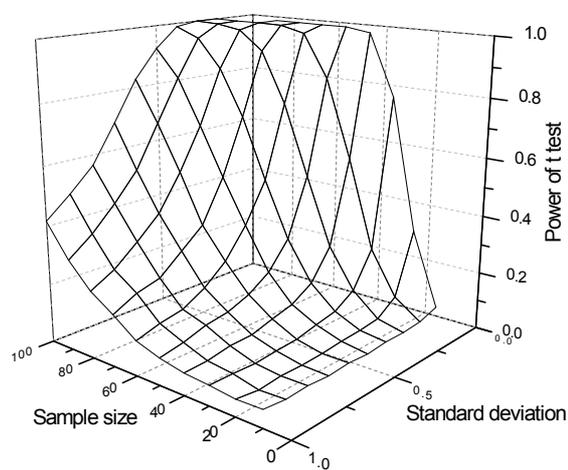


Fig. 6. Power-Sample Size-Standard Deviation Curve of t-test ($\alpha=0.05$ and $b=0.006$)

하였다. Fig. 5는 유의수준을 0.05, 표본크기를 50으로 고정시켜 놓고 기울기와 표준편차에 따른 검정력을 비교한 그림으로, 표준편차가 증가할수록 검정력이 감소하는 것을 볼 수 있다. 이는 시계열 자료 내에 표준편차가 클수록 경향성의 존재 여부에 방해요소로 작용한다는 것을 의미한다. 마지막으로 유의수준을 0.05, 기울기를 0.006으로 고정시켜 놓고 기울기와 표준편차에 따른 검정력을 비교해 보았으며, 그 결과는 Fig. 6과 같다. 역시 표준편차가 증가할수록 검정력이 감소하고 표본 크기가 커질수록 검정력이 증가하는 것을 확인할 수 있다.

3.3 경향성 분석 방법 비교

본 절에서는 각각의 변수에 따른 검정력 결과를 경향성 분석 방법에 따라 비교하였다. 우선 유의수준은 0.05, 표

준편차는 0.5로 고정시켜 놓고 표본크기 50일 때에 대하여 기울기에 따른 검정력을 비교한 결과는 Table 3과 같다. 표에서 보면 유의수준이 0.05이기 때문에 기울기가 0일 때 검정력 0.05의 값을 가지며, 기울기의 절대크기가 증가할수록 검정력이 역시 증가하는 것을 확인할 수 있다. 각 방법별로 비교하면 t 검정이 다른 검정법보다 상대적으로 높은 검정력을 보였으며, Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, Sen 검정은 비슷한 결과를 보이는 것으로 판단된다.

다음으로 유의수준은 0.05, 기울기는 0.006으로 고정시켜 놓고 표본크기는 50일 때에 대하여 표준편차에 따른 검정력을 비교하였으며, 그 결과를 Table 4에 나타내었다. 표준편차가 증가할수록 검정력이 감소하는 것을 확인할 수 있다. 또한 여기서도 t 검정이 다른 검정법보다 상대적

Table 3. Comparison of the Power among the Trend Tests for Different Slopes of Series with $\alpha = 0.05$, $\sigma = 0.5$ and $n = 50$

Slope	MK	HP	t	Sen
-0.01	0.484	0.488	0.516	0.491
-0.008	0.330	0.334	0.342	0.334
-0.006	0.210	0.215	0.223	0.216
-0.004	0.126	0.128	0.130	0.128
-0.002	0.063	0.066	0.069	0.065
0	0.050	0.053	0.053	0.052
0.002	0.072	0.071	0.072	0.072
0.004	0.118	0.115	0.123	0.118
0.006	0.214	0.209	0.227	0.214
0.008	0.347	0.358	0.372	0.347
0.01	0.478	0.488	0.511	0.478

Table 4. Comparison of the Power among the Trend Tests for Different Standard Deviations of Series with $\alpha = 0.05$, $b = 0.006$ and $n = 50$

Standard deviation	MK	HP	t	Sen
0.1	1.000	1.000	1.000	1.000
0.2	0.816	0.817	0.846	0.816
0.3	0.486	0.491	0.514	0.486
0.4	0.318	0.319	0.342	0.318
0.5	0.214	0.209	0.227	0.214
0.6	0.156	0.159	0.162	0.156
0.7	0.133	0.135	0.145	0.134
0.8	0.112	0.112	0.119	0.112
0.9	0.088	0.095	0.101	0.088
1	0.095	0.096	0.103	0.095

으로 높은 검정력을 보이는 것을 확인할 수 있다.

마지막으로 유의수준은 0.05, 기울기는 0.006, 표준편차는 0.5로 고정시켜놓고 표본 크기에 따른 검정력을 비교하여 Table 5에 표시하였다. 표에서 보면 표본크기가 증가할수록 검정력이 증가하는 것을 확인할 수 있으며 t검정이 다른 검정법보다 상대적으로 높은 검정력을 보이는 것을 확인할 수 있다.

4. 실제 자료의 경향성 분석 및 결과

4.1 실제 자료의 구성

본 연구결과의 적용성을 살펴보기 위해 우리나라 기상 치지점의 자료에 경향성 방법들을 적용하여 그 결과를 살펴보고 있다. 통계적 특성이 모의실험의 구성과 비슷한 자료

를 선정하였으며, 기상청에서 제공하는 임실지점의 지속기간 60분 연최대 강우량 자료를 사용하였다. FARD 프로그램을 이용하여 χ^2 (CS) 검정, Kolmogorov-Smirnov (KS) 검정, Cramer von Mises (CVM) 검정, 확률도시 상관계수 (probability plot correlation coefficient; PPCC) 검정을 통해 정규성 검정을 수행하였으며, 임실지점의 자료는 4개의 검정 모두 통과하여 정규성에 적합함을 알 수 있다.

모의실험과 비교분석을 위해 우선 강우자료의 평균을 각각의 자료에 나눠주어 차원을 1/yr로 모의실험과 구성과 차원을 통일시켰다. 또한 자료의 특성치를 분석하기 위해 기본 통계값을 계산하고 선형회귀분석을 통해 기울기를 구하였다. 이렇게 구성된 자료와 선형회귀선을 Fig. 7에 도시화하였다. 기본 통계값을 살펴보면, 임실 지점은 1973년부터 2010년까지 구성된 자료로 즉, 표본개수 $n = 38$,

Table 5. Comparison of the Power among the Trend Tests for Different Sample Sizes of Series with $\alpha = 0.05$, $b = 0.006$ and $\sigma = 0.5$

Sample size	MK	HP	t	Sen
10	0.048	0.050	0.059	0.037
20	0.055	0.054	0.056	0.049
30	0.083	0.082	0.087	0.078
40	0.119	0.125	0.128	0.116
50	0.214	0.209	0.227	0.214
60	0.326	0.326	0.346	0.326
70	0.499	0.502	0.513	0.499
80	0.644	0.645	0.667	0.644
90	0.801	0.809	0.820	0.801
100	0.918	0.919	0.928	0.916

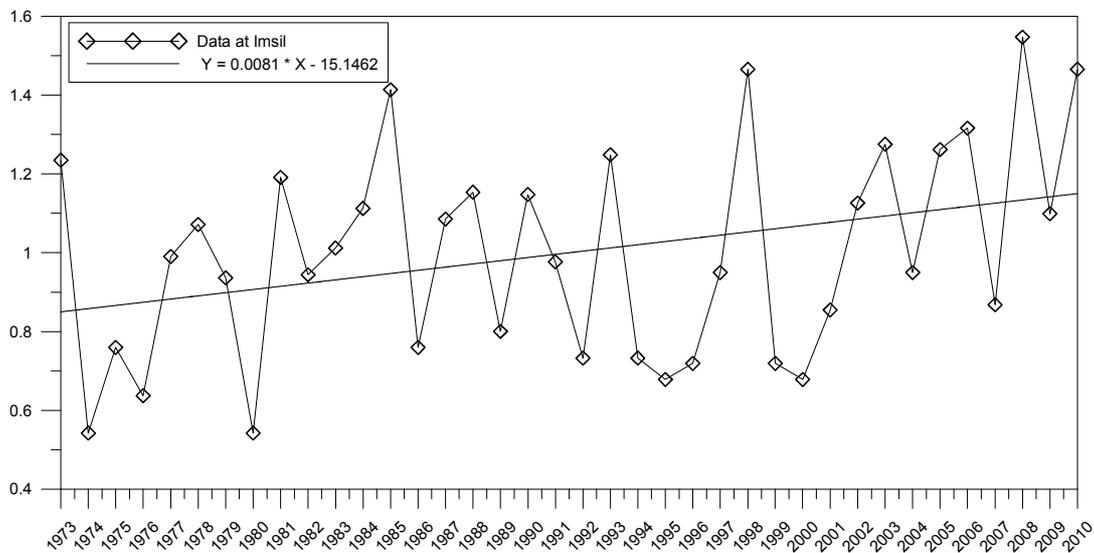


Fig. 7. Time Series Data and Linear Regression Line at Imsil

평균 $E(X_t) = 1$, 표준편차 $SD(X_t) = 0.268$ 이며, 선형회귀 분석을 통해 구한 기울기 $b = 0.081$ 로 나타났다.

4.2 실제 자료의 결과 분석

임실지점의 자료를 평균으로 나눈 자료의 기본 통계값은 표본개수 $n = 38$, 평균 $E(X_t) = 1$, 표준편차 $SD(X_t) = 0.268$, 기울기 $b = 0.081$ 로, 모의실험의 결과 중 임실지점의 자료와 비슷한 조건인 $\alpha = 0.05$, $n = 40$, $E(X_t) = 1$, $SD(X_t) = 0.3$, 기울기 $b = 0.08$ 의 결과와 비교해보았다. Table 6에서 보면 임실지점 자료의 경향성분석 결과 t 검정만 경향성이 있고, Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, Sen 검정은 경향성이 없다고 계산되었다. 기

울기 $b = 0.0081$ 로 경향성이 존재하는 자료에 대해 t 검정만 옳은 결과를 나타내는 것으로 판단된다. 모의실험의 결과를 보면 기울기 $b = 0.008$ 로 경향성이 존재하는 자료에 대해 t 검정이 다른 경향성 분석방법보다 높은 검정력을 갖고 있다. 즉, 모의실험 구성이 실제 자료에 적합하며, 실제 자료와 모의실험 결과 역시 t 검정이 다른 경향성 분석방법보다 정확한 결과를 도출함을 알 수 있다.

5. 결론

본 연구는 시계열 자료의 경향성 분석방법의 검정력을 다양한 조건의 모의실험을 통해 비교, 검토한 것으로, 일

Table 6. Comparison between Rainfall Data at Imsil and Results of Power Test among the Trend Tests ($\alpha = 0.05$)

Data	MK	HP	t	Sen
Rainfall Data at Imsil ($n = 38, E(X_t) = 1, SD(X_t) = 0.268, b = 0.0081$)	X	X	O	X
Results of Power Test ($n = 40, E(X_t) = 1, SD(X_t) = 0.3, b = 0.008$)	0.457	0.467	0.485	0.449

정한 평균에 표준편차, 표본크기를 변화시켜 정규난수를 발생시켰으며, 발생시킨 난수에 기울기를 합성하여 경향성을 주어 유의수준에 따른 결과를 분석하였다. 검정방법은 Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정, t 검정, Sen 검정법을 이용하였으며, 모의실험 결과 기울기가 0일 때에는 검정력이 유의수준의 값에 수렴하고, 기울기의 절대값과 표본 크기, 유의수준 크기가 커질수록 검정력의 크기 또한 커지며, 표준편차가 커질수록 경향성 분석의 검정능력이 약화되어 검정력이 감소하는 것을 볼 수 있었다. 또한 각각의 경향성 검정에 대하여 기울기, 표본크기, 표준편차에 따라 검정력을 비교해본 결과, 경향성 검정법에 따른 비교는 전반적으로 t 검정이 다른 검정에 비해 높은 검정력을 보였으며, Mann-Kendall 검정, Hotelling-Pabst 검정과 Sen 검정은 비슷한 결과를 보였다. 실제 자료에 대해서도 경향성이 존재하는 자료의 검정 역시 t 검정이 다른 분석기법보다 뛰어난 검정력을 갖고 있다고 판단된다. 따라서 다른 검정에 비해 t 검정이 높은 검정력을 보여 경향성 검정에 보다 높은 정확도를 갖고 있다고 판단된다. 본 연구에서는 정규 분포의 경우에 대해서만 모의실험을 수행하였으며, 향후 수문 시계열에서 더 높은 빈도로 발생하는 GEV, Gumbel 등의 분포형을 이용하여 모의실험을 수행해본다면 더 좋은 검정능력 평가가 수행될 것이라 판단된다.

감사의 글

본 연구는 국토해양부가 출연하고 한국건설교통기술평가원에서 위탁시행한 건설기술혁신사업(08기술혁신 F01)에 의한 차세대홍수방어기술개발연구단의 연구비 지원에 의해 수행되었습니다.

REFERENCES

Conover, W.J. (1971). *Practical nonparametric statistics*, Wiley, New York.

Jung, H.C. (2006). "Small sample size problems and the power of the test in the event study methodology." *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 35, No. 3, pp. 107-140.

Kendall, M.G. (1975). *Multivariate Analysis*, Charles Griffin & Company, London.

Lee, J.H., Seo, J.W., and Kim, C.J. (2012). "Analysis on trends, periodicities and frequencies of Korean drought using drought indices." *Journal of Korea Water Resources Association*, Vol. 45, No. 1, pp. 75-89.

Lee, J.J., Jang, J.Y., and Kwak, C.J. (2010). "An analysis of temporal characteristic change for various hydrologic weather parameters (I) - on the basic statistic, trend-." *Journal of Korea Water Resources Association*, Vol. 43, No. 4, pp. 409-419.

Mann, H.B. (1945). "Nonparametric tests against trend." *Econometrica*, Vol. 13, No. 3, pp. 245-259.

Oh, J.S., Kim, H.S., and Seo, B.H. (2006). "Trend and shift analysis for hydrologic and climate series." *KSCE Journal of Civil Engineering*, Vol. 26, No. 4B, pp. 355-362.

Oh, T.S., and Moon, Y.I. (2009). "Characteristic change analysis of rainfall events using daily rainfall data." *Journal of Korea Water Resources Association*, Vol. 42, No. 11, pp. 933-951.

Sen, P.K. (1968). "Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau." *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 63, No. 324, pp. 1379-1389.

Seo, L., Kim, T.W., and Yoon, P.Y. (2010). "Analysis of variation of trend in annual maximum rainfalls using stochastic generation method." *Journal of Engineering & Technology*, Vol. 20, pp. 39-50.

Shon, T.S., and Shin, H.S. (2010). "Analysis for precipitation trend and elasticity of precipitation-streamflow according to climate changes." *KSCE Journal of Civil*

Engineering, Vol. 30, No. 5B, pp. 497-507.

Yang, J.S. (2011). "Trend analysis of groundwater level in Han river and Kum river watersheds." *Journal of Korea Water Resources Association*, Vol. 44, No. 2, pp. 15-20.

Yue, S., Pilon, P., and Cavadias, G. (2002a). "Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series." *Journal of Hydrology*, Vol. 259, No. 1-4, pp. 254-271.

Yue, S., Pilon, P., Phinney, B., and Cavadias, G. (2002b).

"The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series." *Hydrological Processes*, Vol. 16, No. 9, pp. 1807-1829.

Önöz, B., and Bayazit, M. (2003). "The power of statistical tests for trend detection." *Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciences*, Vol. 27, No. 4, pp. 247-251.

논문번호: 12-084	접수: 2012.08.01
수정일자: 2012.10.09/10.18	심사완료: 2012.10.18