

## 제주도 지하수 관측망 수위에 대한 모수 및 비모수 경향 분석

최현미 · 이진용\*

강원대학교 지질학과

### Parametric and Non-parametric Trend Analyses for Water Levels of Groundwater Monitoring Wells in Jeju Island

Hyun-Mi Choi · Jin-Yong Lee\*

*Department of Geology, Kangwon National University*

#### ABSTRACT

Water levels in groundwater monitoring wells of Jeju Island were analyzed using parametric and non-parametric trend analyses. Number of used monitoring wells in the analysis are 94 among totally 106 monitoring wells and the monitoring period is greater than single year, from 2001 to 2009. For the trend analysis, both parametric (linear regression) and non-parametric (Mann-Kendall trend test and Sen's trend test) methods were adopted. Results of the linear regression analysis on daily basis indicated that about 58.5% of the monitoring wells showed a decreasing trend, and analysis using monthly median indicated that about 79.8% showed a decreasing trend. The Mann-Kendall trend test and Sen's trend test with monthly median values in confidence levels of 95% and 99% showed the same analysis results. In confidence level of 95%, 32% were decreased, 3% were increased and the remains showed no trend. However, in confidence level of 99%, 16% were decreased, 2% were increased and the remains showed no trend. The largest decline rates of water levels were detected mainly at the coast of the northwestern and southwestern parts, which is expected to closely related to the increased pumping in the urban area and tourist resort.

**Key words :** Groundwater level, Linear regression, Non-parametric trend analysis, Sen's test, Jeju Island

#### 요약문

제주도 지하수관측망의 지하수위 측정 자료에 대하여 모수 및 비모수 경향분석을 수행하였다. 분석대상은 2001년부터 1년 이상 관측된 관측정으로 총 106개 관측정 중 94개가 이에 해당된다. 모수분석은 일평균 및 월중앙값을 이용한 선형회귀분석을 실시하였으며 비모수분석은 월중앙값에 대해 Mann-Kendall trend test와 Sen's trend test를 적용하였다. 선형회귀분석 결과 일평균값에 대하여 58.5%가 감소경향을 나타났으며 월중앙값에 대해서는 79.8%가 감소하는 경향을 보였다. Mann-Kendall trend test와 Sen's trend test를 신뢰수준 95%와 99%로 실시한 결과 두 분석 모두 일치하는 결과를 보였다. 95% 신뢰수준에서는 32%가 감소경향을 보였으며 3%가 증가경향을 나타냈고, 나머지 65%는 경향성이 나타나지 않았다. 또 99% 신뢰수준에서는 16%가 감소경향을 보였으며 2%가 증가경향을 나타냈고 그리고 나머지 82%에서는 경향성이 없는 것으로 나타났다. 수위하강이 우세하게 나타난 지역은 제주도 북서부 및 남서부의 해안지역으로 도시 및 관광지에서의 다량의 지하수 양수와 관련 있는 것으로 사료된다.

**주제어 :** 지하수위, 선형회귀, 비모수경향분석, Sen's test, 제주도

\*Corresponding author : hydrolee@kangwon.ac.kr

원고접수일 : 2009. 9. 9      심사일 : 2009. 10. 21      게재승인일 : 2009. 10. 23  
질의 및 토의 : 2009. 12. 31 까지

## 1. 서 론

지하수위는 일반적으로 강우량에 의한 영향을 가장 크게 받으며 그밖에 증발산량, 대기압, 지구조석, 해양조석, 지진 등의 자연적인 요인과 암수, 지하 핵실험 등과 같은 인위적 요인에 의해 변동되기도 한다(김지욱 외, 2005; 강동환 외, 2008; Jacob, 1939; Robinson, 1939; Bredehoeft, 1967; Todd, 1980). 이러한 특성을 고려하였을 때 지하수위 측정을 통한 지하수의 물리적 상태 파악은 지하수 시스템의 변화를 인지하는 것에 대해 매우 기초적이며 중요하다(이명재 외, 2004). 따라서 장기적인 지하수위의 모니터링 결과를 이용하여 그 경향성을 파악하는 경우 여러 가지 요인에 의한 대수층 내 지하수 부존량 변화양상을 쉽게 이해할 수 있으며 다른 추가적인 분석 및 연구가 수반될 경우 그 변화요인의 추적도 비교적 용이하다.

제주특별자치도 환경자원연구원에서는 제주도 내 수자원의 철저하고 효율적인 관리를 위하여 지하수·해수침투 관측망 및 하천유출량 관측소, 지하수 수질관측소를 설립운영하고 있다(김경호 외, 2009; IERR, 2009). 지하수·해수침투 관측망의 경우 2009년 현재까지 총 106개의 관측정 자료를 공개하고 있으며 2001년부터 매일 24시간 간격으로 1회 지하수위를 측정·기록하고 있다. 이렇게 측정된 자료는 제주특별자치도 환경자원연구원 홈페이지(<http://eri.jeju.go.kr>)에서 관측정별 표고와 심도, 관측정 위치 주소 등과 함께 공개하고 있다. 그밖에 하천유출량 관측소는 2008년부터 21개 지역에서 측정한 자료를 공개하고 있으며 지하수질 관측소에서는 16개 수역에서 183개의 관측 지점을 정하여 측정한 기록을 수역별 평균값으로 공개하고 있다.

본 연구에서는 제주도 내 관측정에 대한 지하수위 모니터링 자료를 모수 및 비모수 경향분석 방법에 적용시켜 지하수위 변동의 경향성을 파악하였으며 이를 위해 2001년부터 2009년 7월까지 최소 1년(12개월) 이상 관측된 관측정을 대상으로 지하수위 자료를 정리하여 이용하였다. 제주도의 지하수 관측망 자료(2001-2005년)를 이용한 제주도 지하수위 변화 연구는 Lee et al.(2007)에 의하여 수행된 바 있다. 본 연구에서는 상기 연구 이후에 추가적으로 설치된 관측정 및 추가 기간(2006-2009년)의 수위자료를 포함하여 분석하였다.

## 2. 연구지역 및 방법

### 2.1. 연구지역 개관

제주도는 우리나라에서 가장 큰 화산섬으로서 동서 방

향으로 긴 반타원형의 순상화산 형태를 띠고 있다. 제주도의 동서방향 길이는 73 km이며 남북방향은 32 km이다(고기원, 1997). 화산체의 두께는 약 2,100 m로서 해수면 상부가 1,950 m이고 해수면 하부는 150 m를 차지하고 있다(IERR, 2009). 제주도의 중앙부에는 한라산(해발고도 1,950 m)이 위치하고 있으며 이를 중심으로 점점 고도가 낮아지는 지형적 특성을 가지고 있다. 한라산을 중심으로 동서쪽 사면은 3~5°, 남북쪽 사면은 5° 내외의 경사를 보이며 전체적으로는 매우 완만한 경사를 보인다(이용두, 2001; 강동환 외, 2008).

제주도에는 ‘오름’이라 부르는 하나의 독립된 소화산체가 있는데 대부분 분석구(cinder cone) 또는 스코리아구(scoria cone)로 이루어져 있으며 투수성이 매우 좋다. 이 밖에 일부는 응회구(tuff cone)나 응회환(tuff ring)으로 이루어져 있으며 투수성은 다소 불량하다(Won et al., 2005). 응회퇴적층은 지표 및 지하에서 다양한 심도와 두께로 존재하여 지하수 유동에 영향을 줄 수 있는 수문지질학적 장벽(hydrogeological barrier) 역할을 하고 있다(고기원, 1997; Won et al., 2006). 제주도 내에는 60 여개의 용암동굴이 분포하고 있으며 동굴의 규모와 길이는 다양하다. 용암동굴은 형성과정에서 천장이 붕괴될 수 있는데 이와 같은 곳은 빗물의 유입 및 배수가 용이하여 제주도에서는 이곳을 ‘숨골’이라 부른다(IERR, 2009).

제주도의 지질은 중생대 백악기말에서 신생대 제3기초의 용결응회암(welded tuff)과 화강암(granite)을 기반암으로 하며 이에 시대미상의 미고결 퇴적층, 서귀포층과 신생대 제3기말 염기성 화산활동으로 인한 화성쇄설성 퇴적층과 화산분출암류가 부정합을 이루고 있다(Won et al., 2006). 현재 제주도의 표면은 현무암에 의해 덮여 있으며 대부분 서귀포층 상부에 놓여있다(강동환 외, 2008). 제주도 지표면을 대부분 차지하고 있는 현무암은 투수성이 매우 크며 주요 대수층을 형성하고 있다(고경석 외, 2005; Koh, 2005).

연구지역내 관측정의 위치는 해안지역 및 고지대까지 고루 분포하고 있으며 현재 지하수위 관측정으로 등록된 관정은 총 106개이다(Fig. 1). 관측정들은 지하수위 관측뿐만 아니라 해수침투 관측에도 다양하게 사용되고 있으며 고지대의 관측정 또한 구분하여 관리하고 있다(IERR, 2009). 전체 관측정 중 70개(68%)는 해발고도 100 m 이하에 위치하고 있으며, 23개(22%)는 해발고도 100~200 m 범위에 설치되어 있어 대부분의 관측정이 비교적 낮은 고도에 위치하고 있음을 알 수 있다(Fig. 2(a)).

한편 관측정의 깊이(well depth)는 총 106개 관측정 중

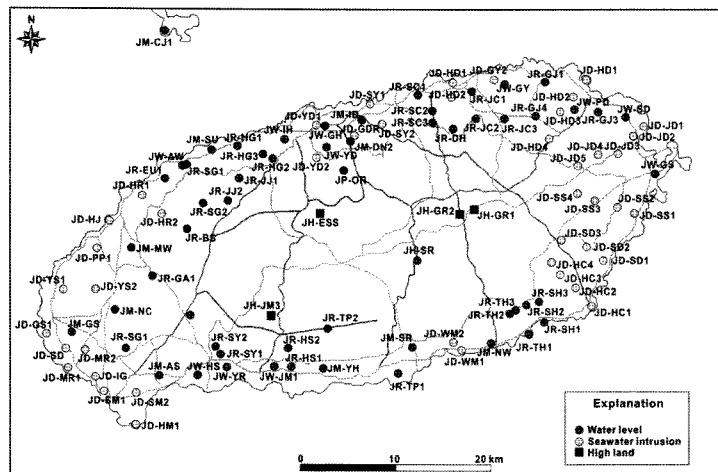


Fig. 1. Location of groundwater monitoring wells in Jeju Island. The figure was redrawn from IERR (2009).

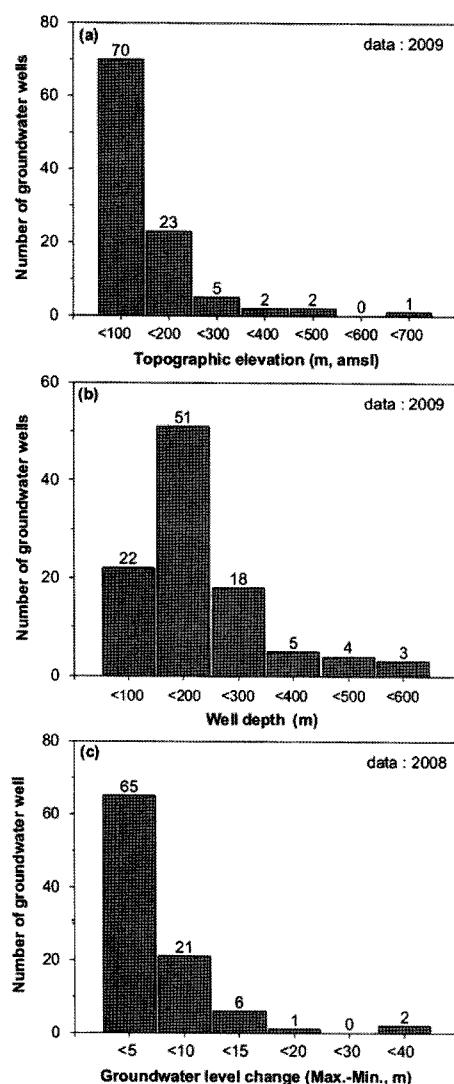


Fig. 2. Distribution of the topographic elevation, bottom of wells and groundwater level change (excluded monitoring wells with missing data).

51개(50%)가 100~200 m 범위의 깊이로 설치되었으며, 22개(21%)는 100 m 미만, 18개(17%)가 200~300 m 범위의 깊이를 가지고 있다(Fig. 2(b)). 2008년 한 해 동안의 관정별 지하수위 최대값과 최소값의 차이를 계산한 결과(Fig. 2(c)), 연간 지하수위 변화폭이 5 m 미만인 관정은 총 65개(68%)로 가장 큰 비율을 나타냈으며 5~10 m 범위의 수위차를 보인 관정은 21개로 22%를 차지하였다. 가장 큰 수위차를 보인 관정은 고지대에 위치하고 있는 JH-GR1 (34.47 m)과 남부해안 방면의 JR-HS2 (34.53 m)로 나타났다.

## 2.2. 연구방법

본 연구에서 다루어진 제주도 내 지하수위 관측 자료는 앞서 언급한 바와 같이 제주특별자치도 환경자원연구원 홈페이지에 공개한 지하수위/해수침투 관측망 자료에서 수집하였다. 홈페이지 내 지하수위 공개 자료 중 2009년 5월까지 최소 1년 이상 모니터링 한 지하수위 관측 자료를 정리하여 사용하였으며 총 106개 관측정 중 94개의 관측정이 이에 해당된다(Table 1). 관측기간 별 관측정의 개수는 Table 2에 나타내었다. 94개의 관측정에서 기록한 지하수위 자료는 모수적 방법과 비모수적 방법을 이용하여 지하수위 변동의 경향성 파악을 시도하였다. 변동경향의 신뢰성을 높이기 위해서는 장기간의 관측자료를 이용하는 것이 바람직한데 최대한 많은 관측정 자료를 이용하기 위해 관측 기간이 1년(12개월) 미만인 자료와 기록이 공개되어있지 않은 관측정 자료만 제외하였다. 관측기록 자료에서 기계오류나 관리과실로 인하여 생긴 결측(missing value)과 이상값(outliers)이 발견되었으며(이명재 외, 2005), 이 값들은 확인을 통하여 자료정리 과정에서 제거

**Table 1.** Number of monitoring well data for this study

Parameters	Total No. of monitoring well	No. of data set whose length is greater than 1 years	No. of data set whose length is lesser than 1 years	Missing
No. of data set	106	94	6	6

**Table 2.** Number of monitoring well data for the monitoring period

Monitoring period (year)	No. of monitoring well
2009	4
2008-2009	2
2007-2009	13
2006-2009	2
2005-2009	8
2004-2009	12
2003-2009	29
2002-2009	1
2001-2009	28
2006-2008	1
Missing	6
Total	106

및 수정하였다.

모수적 방법으로는 일반적인 선형회귀분석(linear regression)을 사용하였다. 선형회귀분석은 선형추세분석(linear trend analysis)이라고도 하며 어떤 자료의 단조증가 혹은 단조감소의 경향성을 판단하는데 사용한다. 여기서 경향성의 판단은 통계학에서 쓰이는 최소자승법(least square)을 사용하는 것으로 관측 자료를 적절한 직선식(linear equation)에 부합시켜 그 기울기로 판단할 수 있다. 선형회귀직선과의 부합 정도는 결정계수(coefficient of determination,  $r^2$ )로 나타낼 수 있으며 결정계수는 총변동값을 회귀선에 의해 설명되는 값으로 나눈 값이다(이진용 외, 2006). 그러므로 결정계수가 1에 가깝거나 큰 값이 나올수록 회귀직선에 의해 관측값을 잘 설명할 수 있는 것으로 해석된다. 그러나 이와 같은 선형회귀직선을 사용하는 방법은 결측값과 이상값에 대한 처리가 부적절할 경우 분석결과에 큰 영향을 줄 수 있다는 단점이 있다(이명재 외, 2005; 이진용 외, 2006).

반면 비모수적 방법은 관측값을 그대로 적용시키지 않는 방법으로서 관측값의 서열 혹은 변동 기울기를 사용하기 때문에 결측값과 이상값의 영향을 덜 받는다. 본 연구에서는 비모수 경향분석을 위해 관측정별로 획득한 지하수위 월중앙값(monthly median)을 Mann-Kendall trend test (Mann, 1945; Kendall, 1975)와 Sen's trend test

(Sen, 1968)로 분석하였다. 위의 경향성 평가 방법은 지하수질을 다루는 지하수 환경 분야에서 사용하는 비모수 경향분석 중 대표적이며 자료가 정규분포 하지 않더라도 사용에 적합하다(Yue and Wang, 2002; 이진용 외, 2006).

Mann-Kendall trend test는 다음과 같이 통계량으로 정의할 수 있다(Yue et al., 2002).

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n sgn(x_j - x_i) \quad (1)$$

여기서  $n$ 은 관측값의 수이며  $x_j$ 와  $x_i$ 는 각 관측시점  $j$ 와  $i$ 에서의 관측값이다. 그리고 각 관측값을 쌍으로 비교하는 방법으로 증가(+1), 감소(-1), 상등(0)의 값을 이용할 수 있으며, 어떤 시점을  $i$  ( $1 \leq i \leq n$ )로 하였을 때 관측값  $x_i$ 는  $N$ 개의  $x_j - x_i$  ( $j > i$ ) 차분쌍(difference pair)을 만들고 이 차분의 부호를 계산하면 아래와 같이 표현할 수 있다.

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

Mann (1945)와 Kendall (1975)은  $n \geq 8$ 일 때 통계량  $S$ 는 보통 평균( $E$ )과 분산( $V$ )과 함께 아래와 같이 나타낼 수 있다고 하였다.

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i i(i-1)(2i+5)}{18} \quad (4)$$

또한  $n > 10$ 인 경우에는 정규분포를 가정하고, 아래의 Gilbert (1987)의 식을 이용할 수 있다(이진용 외, 2006).

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Sen's trend test는 지하수 관측 자료에 사용하기 쉬운 비모수적 방법으로서 이상값 및 결측값, 비검출값(non-detect)이 있더라도 효과적인 분석이 가능하다. Sen's trend

test를 하기 위해서는 먼저 기울기 추정값(slope estimate)을 구하여, 이를 이용하여 Sen의 경향성 추정자(estimator)를 얻을 수 있다(이진용 외, 2006; Salmi et al., 2002).

$$Q = \frac{x_j - x_i}{j - i} \quad (6)$$

위 식에서  $x_j$ 와  $x_i$ 은 Mann-Kendall trend test와 같이 각 관측시점  $j$ 와  $i$ 에서의 관측값이며  $i$ 는 관측된 순서이고  $j > i$ 이다. 추정값  $N$ 은 관측값의 개수  $n$ 과 함께  $N=n(n-1)/2$ 로 나타낼 수 있다. 구해진  $Q$ 값은 그 크기에 따라 나열한 뒤 아래 식을 이용하여 중앙값(median)을 구한다.

$$S = Q_{[N+1/2]} \quad (N: 홀수) \quad (7a)$$

$$S = Q_{[N/2]} + Q_{[N+1/2]} \quad (N: 짝수) \quad (7b)$$

가설검정을 위한  $S$ 의 분산값은 Kendall (1975)의 식을 Gilbert (1987)가 분산 추정값을 구할 수 있도록 수정한 식을 이용하여 계산하였으며 이는 식 4와 같다.

$$M_1 = \frac{N - Z_{1-\alpha} [var(S)]^{1/2}}{2} \quad (8a)$$

$$M_2 = \frac{N + Z_{1-\alpha} [var(S)]^{1/2}}{2} \quad (8b)$$

위에서  $Z_{1-\alpha}$ 는 정규분포의  $(1 - \alpha)100\%$  지점을 나타낸다. 경향성이 없다는 귀무가설(null hypothesis)에 대하여  $M_1$ 과  $M_2$ 에 해당하는  $Q$ 값이 0을 포함하지 않는 경우 귀무가설은 기각되므로 경향성이 있다고 판단이 가능하다(이진용 외, 2006).

### 3. 결과 및 토의

#### 3.1. 선형회귀 분석

모수분석을 이용하여 지하수위의 변화 경향성을 평가하기 위해 일평균 값과 월중앙 값에 대하여 선형회귀 분석 방법을 적용하였다(Table 3). 일평균 값에 대한 분석 결과, 지하수위 일평균 값은 94개 관측정 중 55개의 관측정에서 음의 기울기(negative)를 나타내 58.5%의 비율을 보였다. 나머지 39개 관측정에서는 양의 기울기(positive)로 나타나 전체 관측정 중 41.5%를 차지하며 음의 기울기가 17% 정도 더 우세한 것으로 나타났다. 지하수위 월중앙 값을 이용한 선형회귀분석 결과에서도 음의 기울기가 75개(79.8%) 관측정에서 나타나 양의 기울기(20.2%)보다 59.6% 더 우세하였다. 이는 일평균 값을 대상으로 계산하였을 때의 차이 값인 17%보다 42.6% 더 높으며 월중앙 값을 이용하였을 때 더 확연한 경향을 나타낼 수 있다.

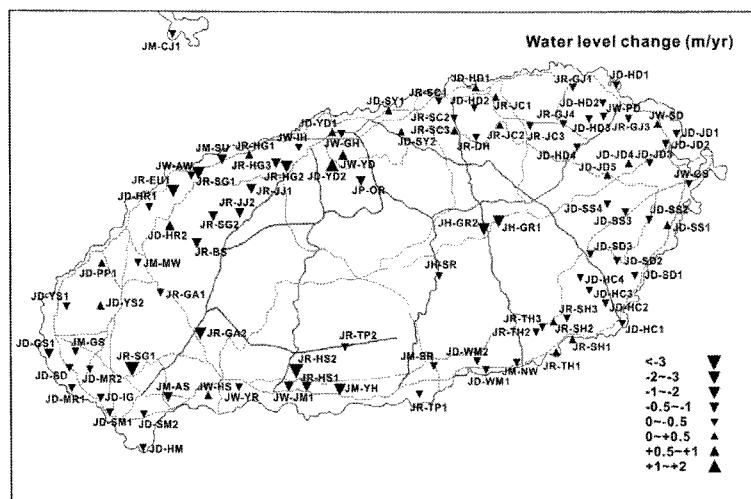
관측정별로 계산한 연별 선형회귀 분석 기울기 값을 이용하여 관정별 연간 지하수위 변동 크기를 Fig. 3에 나타내었다. 94개 관측정 중 55개 관측정(58.5%)에서 지하수

**Table 3.** Results of simple linear regression for daily basis groundwater level data and monthly median groundwater level data

Parameters	Daily basis groundwater level data	Monthly median groundwater level data
Positive	41.5% (39/94) <sup>b</sup>	20.2% (19/94)
Negative	58.5% (55/94)	79.8% (75/94)

<sup>a</sup>Number of wells showing positive slope

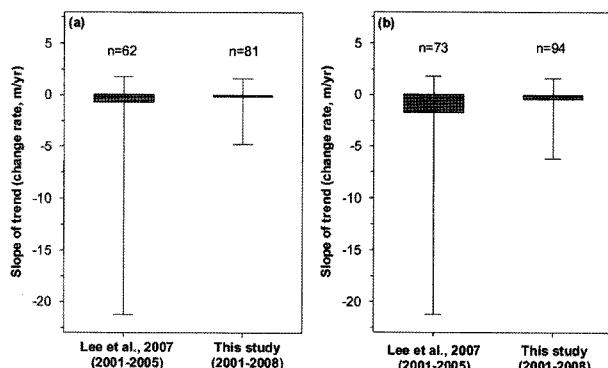
<sup>b</sup>Number of wells analyzed



**Fig. 3.** Distribution of the calculated rates of groundwater level change determined by the linear regression.

위가 감소하는 경향을 나타냈으며, 39개 관측정(41.5%)에서는 증가하는 경향을 보였다. 가장 큰 음의 기울기 값을 나타낸 관정은 제주도 남서부에 위치하고 있는 JR-SG1이며 연변동 값이  $-6.1685 \text{ m/yr}$ 이었다. 가장 큰 양의 기울기 값을 나타낸 관정은 제주도 북부의 JD-YD2이며 연변동 값은  $+1.606 \text{ m/yr}$ 이다. 지하수위가  $1 \text{ m/yr}$  이상 감소하는 것으로 나타난 관측정은 총 9개(9.6%)이며  $0 \text{ m/yr}$  이상  $-0.5 \text{ m/yr}$  미만 범위에서 감소하는 관측정은 총 52개(55.3%)로 가장 높은 비율을 차지했다. 수위하강 경향은 제주도 북서부의 해안가 지역과 남서부 지역 및 남부 해안가 지역에서 뚜렷하게 나타나며 제주도 중심부의 해발고도  $429\sim439 \text{ m}$  지역에서도 일부 수위하강 경향을 보여주는 것으로 나타났다.

Lee et al.(2007)이 연구논문에서 계산한 각 관측정의 선형회귀 분석 기울기 값을 본 연구내용과 비교하였다. Lee et al.(2007)은 2001년부터 2007년까지 관측한 자료를 토대로 연구하였으며 2년 이상 관측된 관측정 62개에 대한 자료를 사용하였다. 이 논문에 따르면 제주도 내 관측정의 74%가 수위하강 경향을 보였으며 가장 큰 하강경향을 나타낸 지역은 인구가 밀집되어있는 북부 및 서부지역으로서 본 연구결과와 일치한다. Lee et al.(2007)이 관



**Fig. 4.** Comparison among slope of variation estimated from two study. (a) is excluded data with monitored during less than 2 years and (b) is included data with monitored during less than 2 years.

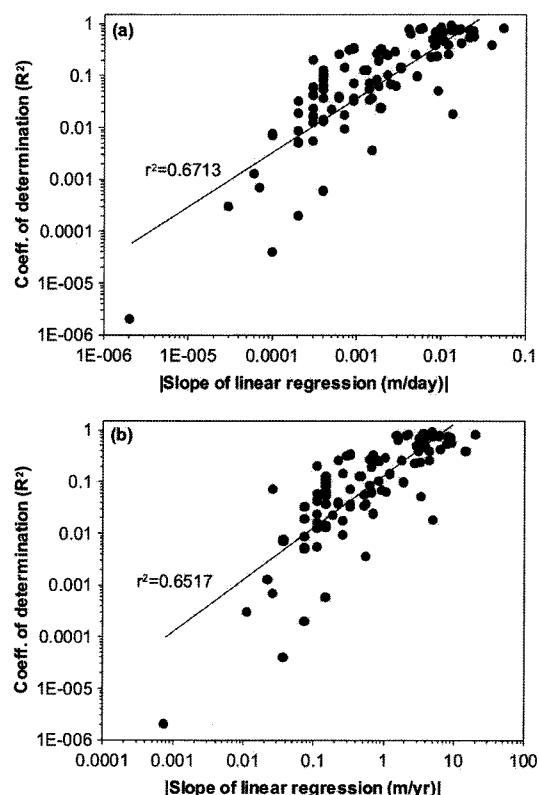
**Table 4.** Result of non-parametric trend analysis for monthly median water levels

Trend	Mann-Kendall test		Sen's test	
	95% confidence	99% confidence	95% confidence	99% confidence
Increasing	3% (3 <sup>a</sup> /94 <sup>b</sup> )	2% (2/94)	3% (3/94)	2% (2/94)
Decreasing	32% (30/94)	16% (15/94)	32% (30/94)	16% (15/94)
No trend	65% (61/94)	82% (77/94)	65% (61/94)	82% (77/94)

<sup>a</sup>Number of wells showing positive slope

<sup>b</sup>Number of wells analyzed

측정별로 계산한 선형회귀 분석 기울기 값 분포를 본 연구 결과와 비교하기 위해 관측기간이 2년 미만인 자료를 포함하지 않는 자료와 포함하는 자료를 비교하여 상자그림(box plot)으로 나타냈다(Fig. 4). 그 결과 기울기 범위는 서로 유사하나 Lee et al.(2007)의 조사결과에서 더 넓은 분포를 나타냈다. 2년 미만 관측한 관측정 자료를 제외하고 비교한 결과 Lee et al.(2007)의 조사결과는  $-21.2\sim1.8 \text{ m/yr}$ 의 범위로 나타나며 본 연구에서는  $-4.8\sim1.6 \text{ m/yr}$ 의 분포를 보였다(Fig. 4(a)). 2년 미만으로 관측된 관측정 자료를 포함한 비교 결과에서는 Lee et al.(2007)의 조사결과 범위가  $-21.2\sim1.8 \text{ m/yr}$ 이며 본 연구에서는  $-6.2\sim1.6 \text{ m/yr}$  범위를 갖는 것으로 나타났다(Fig. 4(b))。



**Fig. 5.** Relationship between slope of linear regression and coefficient of determination ( $R^2$ ).

한편 선형회귀 분석에서 계산한 양의 기울기와 음의 기울기는 각각 단조증가 및 단조감소의 경향성을 나타내는 것뿐이며 이와 같은 방법으로 얻어진 기울기들은 모두 같은 신뢰성을 가지지는 않는다. 결정계수( $r^2$ )는 관심인자의 변동에 대한 선형도(goodness of linear fit)는 나타낼 수 있으나 증가 혹은 감소(양과 음의 기울기)에 대한 신뢰도를 나타내지는 않는다(이진용 외, 2006). 일별 및 연별 지하수위에 대한 선형회귀 분석 기울기와 결정계수 사이의 관계를 그래프로 나타낸 결과 선형회귀 분석 기울기는 결정계수와 양의 지수함수(exponential function) 관계를 가지는 것으로 나타났다(Fig. 5). 일별 지하수위에 대한 그래프(Fig. 5(a))에서 결정계수는 0.6713으로 계산되었으며 연별 지하수위에 대한 그래프(Fig. 5(b))에서는 0.6517로 나타났다. 또한 이러한 단조증기를 나타내는 함수에서는 변동의 기울기가 클수록 결정계수가 커지며 또한 결정계수가 클수록 변동의 기울기가 커짐을 의미한다.

### 3.2. 비모수 경향분석

비모수 경향분석을 위하여 94개 관측정 지하수위 자료의 중앙값을 이용하여 Mann-Kendall trend test와 Sen's trend test를 실시하였다. 각각의 test를 신뢰수준(confidence level) 95%와 99%에서 분석하였을 때 두 결과는 정확히 서로 일치하는 것으로 나타났다(Table 4). 두 test에서 모두 95%의 신뢰수준에서 32%가 감소하는 경향을, 3%는 증가하는 추세를 보였다. 그러나 나머지 65%는 감소 혹은 증가추세를 나타내지 않았다. 99% 신뢰수준에서는 두 test에서 모두 16%가 감소하는 경향을 보였으며 2%가 증가하는 경향을 나타냈고 82%에서는 뚜렷한 경향성이 나타나지 않았다.

95% 신뢰수준에서 수위의 감소 혹은 증가 추세를 나타낸 관측정은 Fig. 6에 나타났다. 특히 수위하강이 뚜렷하게 나타나는 것으로 파악된 지역은 주황색으로 표시하였다. 수위하강이 나타나는 주요 지역은 북서부 해안지역과

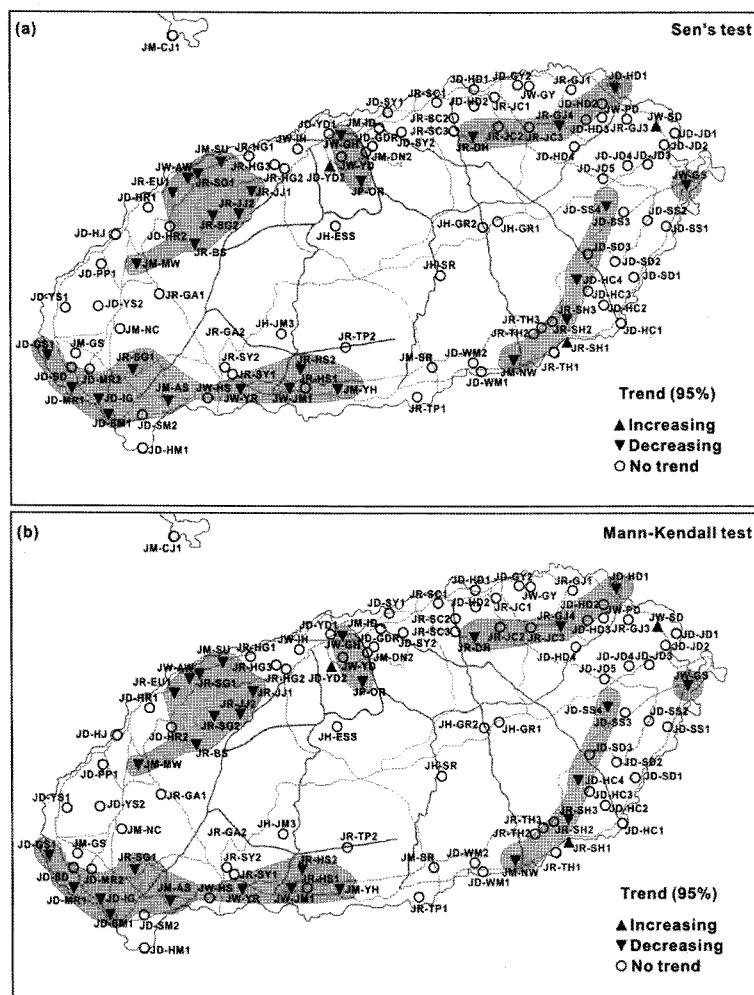


Fig. 6. Spatial distribution of variation trend of water level at confidence level of 95%.

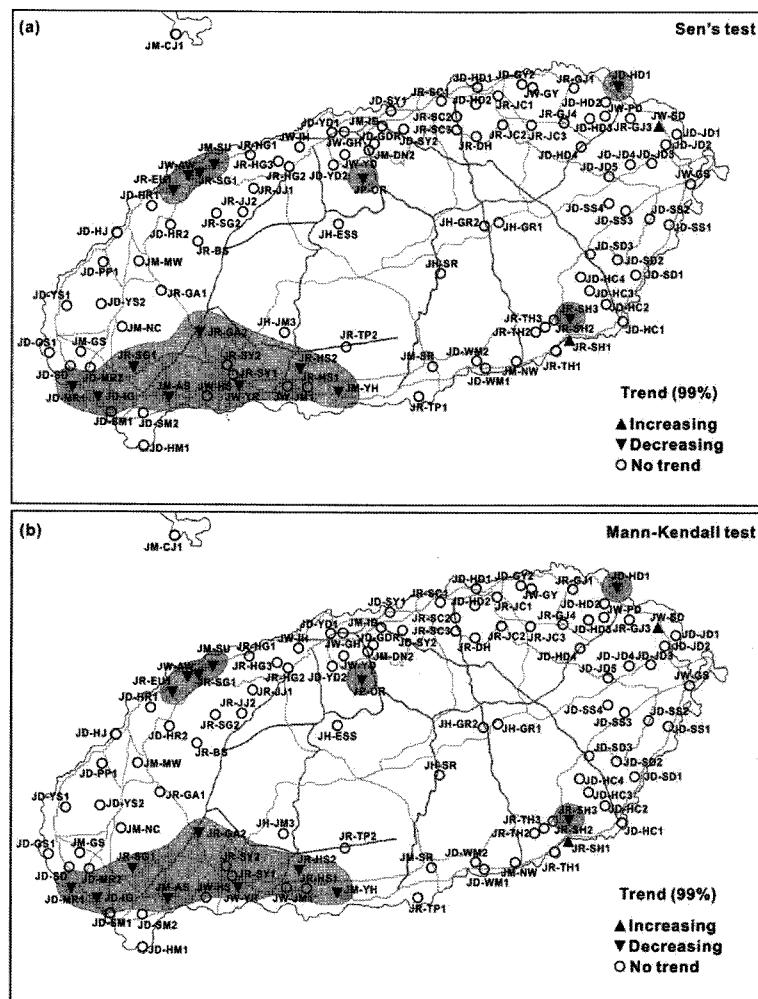


Fig. 7. Spatial distribution of variation trend of water level at confidence level of 99%.

남서부 해안지역이 가장 우세하며 그밖에 동부 및 남부 해안지역에 위치하고 있는 관측정에서도 나타났다. 99% 신뢰수준에서 수위 변동 경향은 북서부 해안지역과 남서부 해안지역에서 우세하게 나타났으며, 그밖에 북동부 및 남동부 해안지역에서도 부분적으로 하강하는 경향을 보였다(Fig. 7). 북부지역 및 서남부의 관측정은 도시 및 관광지가 발달한 지역으로 많은 양의 지하수가 지속적으로 사용되고 있는 것으로 파악된다. 따라서 이에 따른 지하수 양수량 증가가 지하수위 하강의 원인으로 작용하였을 것으로 사료된다(Lee et al., 2007). 본 분석에서 나타난 지하수위 하강경향에 대한 원인을 지하수 개발(양수)과 연관하여 명확히 판단하기 위해서는 제주도 각 지역의 연도별 지하수 양수량 자료가 필요하다.

한편 일반적으로 담수보다 밀도가 높은 해수침입은 지하수위를 상승시킬 수 있으며, 현재 제주도 일대의 해수면이 일정한 높이로 증가하고 있다는 연구 결과가 있다

(김경호 외, 2009). 또한 김경호 외(2009)는 제주도 일대의 해수면 상승에 따른 지하수위의 상승 모델을 제시하였으며 이와 같은 현상이 동부 해안에서 발현 가능성이 높다고 하였다. 또한 Lee et al.(2007)의 연구에서도 해수침입의 결정적인 지시인자인 전기전도도의 상승이 제주도 동부에서 크게 나타나 해수침입에 의한 지하수위 상승이 예상되었다. 그러나 본 연구결과에서는 위 연구결과에 부합될만한 제주도 동부에서의 뚜렷한 지하수위 상승 경향이 관찰되지는 않았다. 따라서 지하수위와 양수량 증가 및 해수면 상승에 대한 연관성은 보다 더 장기적인 관측과 연구가 필요하며, 특히 제주도의 지하수위 변동은 복합적인 인위적자연적 원인에 의한 것이라 사료된다.

#### 4. 결 론

본 연구에서는 2001년 아래 제주특별자치도 환경자원

연구원 홈페이지에 공개된 제주도 내 지하수위 관측 자료를 이용하여 모수 및 비모수적 경향분석을 실시하였다. 일평균값과 월중앙값을 이용한 선형회귀분석 결과 일평균값에서는 58.5%의 관측정에서 감소경향이 나타났으며 월중앙값에서는 79.8%가 감소경향을 보였다. 비모수적 경향분석을 위해 Mann-Kendall trend test와 Sen's trend test를 분석한 95% 신뢰수준에서는 32%가 감소경향을 나타냈으며 3%는 증가경향을 보였고 나머지 65%는 경향성이 없는 것으로 나타났다. 또 99% 신뢰수준의 경우 16%가 감소경향을 나타냈으며 2%는 증가경향을 보였고 나머지 82%는 경향성을 나타내지 않았다. 비모수적 경향분석 결과를 관측정별로 도시한 결과 주로 북서부 해안지역과 남서부 해안지역에 수위하강 지점이 밀집되어 있는 것으로 나타났다. 북부 해안지역 및 남서부 해안지역은 도시 및 관광지가 발달한 지역으로서 지하수 개발량이 비교적 많은 지역이다. 이와 같은 결과는 이전 Lee et al.(2007)에서도 언급된 바 있다.

이번 연구결과는 제주도 내 지하수 자원의 전체적인 변동상황 파악을 위해 이루어진 것으로 연구결과에서 나타난 지하수위의 감소 및 증가경향 자체가 직접적인 지하수의 장해를 의미하는 것은 아니다. 지하수의 장해 발생 평가는 장기적인 경향성과 함께 해당 인자의 수치 자체와 증가감소율이 동시에 고려되어야 한다. 또한 지하수위가 높은 신뢰수준에서 증가감소하는 것으로 나타났더라도 그 감소속도가 크지 않다면 단기적으로 문제가 되지 않을 수도 있다. 본 연구결과에서 연구자들의 예상보다 지나치게 높거나 낮은 경향성이 나타난 것은 상대적으로 짧은 기간에 걸쳐 관측된 자료들도 이용되었기 때문으로 사료된다. 그러나 효과적인 경향성 평가를 위해서는 보다 장기적인 관측 자료를 이용하는 것이 바람직할 것이다. 또한 분석 결과의 신뢰성을 높이기 위해서는 지속적인 관측 자료의 축적과 결측 및 오측을 최소화 하는 것이 필요하다.

## 사    사

본 연구에 사용된 지하수위 자료는 제주특별자치도 환경자원연구원에서 수집한 것입니다. 이에 감사드립니다.

## 참    고    문    현

강동환, 양성일, 김태영, 박현주, 권병혁, 2008, 제주도 지역의 해안선에서 이격거리에 따른 지하수위 변동특성, 대한지질공학회지, **18**(2), 157-166.

고경석, 김용제, 고동찬, 이광식, 이승구, 강철희 성현정, 박원배, 2005, 주성분분석과 지구통계법을 이용한 제주도 지하수의 수리화학 특성 연구, 자원환경지질학회지, **38**(4), 435-450.

고기원, 1997, 제주도의 지하수 부존특성과 서귀포층의 수문지질학적 관련성, 부산대학교 이학박사 학위논문.

김경호, 신지연, 고은희, 고기원, 이강근, 2009, 지구온난화에 따른 제주도 근해의 해수면 상승과 제주도 동부 지역 지하수의 염수대 변화, 한국지하수토양환경학회지, **14**(3), 68-79.

김지숙, 고기원, 원종호, 한찬, 2005, 제주도 지하수 관리수위 설정에 관한 연구, 한국지하수토양환경학회지, **10**(2), 12-19.

송성호, 이진용, 이명재, 2007, 변동유형 분석법을 이용한 해수침투 관측망 자료 평가, 지구과학회지, **28**(4), 478-490.

이광식, 고동찬, 이대하, 박원배, 2002, 제주도 강수의 동위원소 조성의 시공간적 분포: 지하수 함양예의 응용, **38**(2), 151-161.

이명재, 김규범, 손영철, 이진용, 이강근, 2004, 국가 지하수관측소 지하수위 자료에 대한 시계열분석 연구, 지질학회지, **40**(3), 305-329.

이명재, 이진용, 김규범, 원종호, 2005, 국가지하수 관측소 측정 자료의 이상값 분석, 지하수토양환경, **10**(1), 65-74.

이용두, 2001, 고도에 따른 제주도 지하수의 수질특성, 한국토양환경학회지, **5**(3), 65-75.

이진용, 송성호, 2009, 토의: 지구온난화에 따른 제주도 근해의 해수면 상승과 제주도 동부 지역 지하수의 염수대 변화, 지하수토양환경(인쇄중).

이진용, 이명재, 이재명, 안경환, 원종호, 문상호, 조민조, 2006, 국가 지하수관측소 지하수위, 전기전도도 및 수온자료에 대한 모수적 및 비모수적 변동 경향성 분석, 지하수토양환경, **11**(2), 56-67.

Bredehoeft, J.D., 1967, Response of well-aquifer system to earth tides: *J. Geophys. Res.*, **72**, 3075-3078.

Gilbert, R.O., 1987, Statistical Methods for Environmental Pollution Monitoring, Van Nostrand Reinhold Company, Inc., New York, p. 127.

IERR (Institute of Environmental Resource Research), 제주특별자치도 환경자원연구원 홈페이지(<http://eri.jeju.go.kr>), Accepted at July 22, 2009.

Jacob, C.E., 1939, Fluctuations in artesian pressure produced by passing railroad trains as shown in a well on Long Island, New York: *Trans. Am. Geophys. Union*, **20**, 666-674.

Kendall, M.G., 1975, rank Correlation Methods, Charles Griffin, London, p. 202.

Koh, D.-C., 2005, Charaterization of hydrogeochemistry and flow dynamics of ground water using environmental tracers in Jeju volcanic island, Ph.D. Thesis, Seoul National University.

Lee, J.Y., Lee, G.S., and Song, S.H., 2007, An interpretation of changes in groundwater level and electrical conductivity in monitoring wells in Jeju Island, *J. Korean Earth Science Society*

- ety, **28**(7), 925-935.
- Mann, H.B., 1945, Nonparametric tests against trend, *Econometrica*, **13**, 245-259.
- Robinson, T.W., 1939, Earth tides shown by fluctuations of water levels in wells in new Mexico and Iowa: *Trans. Am. Geophys. Union*, **20**, 656-666.
- Salmi, T., Määttä, A., Anttila, P., Ruoho-Airola, T., and Amnell, T., 2002, Detecting Trends of Annual Values of Atmospheric Pollutants by The Mann-Kendall Test and Sen's Slope Estimates - The Excel Template Application Makesens, Finnish Meteorological Institute, Helsinki, p. 35.
- Sen, P.K., 1968, Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau, *J. Am. Stat. Assoc.*, **63**, 1379-1389.
- Todd, D.K., 1980, *Groundwater hydrology*, second edition. John Wiley & Sons Inc.
- Won, J.H., Kim, J.W., Koh, G.W., and Lee, J.Y., 2005, Evaluation of hydrogeological characteristics in Jeju Island, Korea. *Geosci. J.*, **9**(1), 33-46.
- Won, J.H., Lee, J.Y., Kim, J.W., and Koh, G.W., 2006, Groundwater occurrence on Jeju Island, Korea. *Hydrogeol. J.*, **14**(4), 532-547.
- Yue, S., Pilon, P., and Cavadias, G., 2002, Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho test for detecting monotonic trends in hydrological series, *J. Hydrol.*, **259**, 254-271.
- Yue, S. and Wang, C.Y., 2002, Discussion: a study of variability of annual river flow of the southern African region, *Hydrol. Sci. J.*, **47**, 983-989.