한국해양환경 · 에너지학회지
J. Korean Soc. Mar. Environ. Energy
Vol. 27, No. 1, 14-27, February 2024

https://doi.org/10.7846/JKOSMEE.2024.27.1.14
ISSN 2288-0089(Print) / ISSN 2288-081X(Online)

Original Article

해양환경모니터링 네트워크 자료를 이용한 동해연안 수온, 용존산소 농도의 계절과 연직 분포차이 검정

김태균[1] · 조홍연[2] · 이기섭[3,†]
[1]과학기술연합대학원대학교 한국해양과학기술원 스쿨, UST 학생연구원
[2]한국해양과학기술원 해양빅데이터-AI 센터 책임연구원
[3]한국해양과학기술원 해양빅데이터-AI 센터 연수연구원

Seasonal and Vertical Distribution Differences Test in Seawater Temperature and Dissolved Oxygen Concentration along the East Sea Coast Using Marine Environmental Monitoring Network Data

Tae-Kyun Kim[1], Hong-Yeon Cho[2], and Gi-Seop Lee[3,†]
[1]UST Student, University of Science and Technology (Korea Institute of Ocean Science and Technology school), Daejeon 34113, Korea
[2]Principal Research Scientist, Marine Bigdata-AI Center, Korea Institute of Ocean Science and Technology, Busan 49111, Korea
[3]Post-Doctral Researcher Scientist, Marine Bigdata-AI Center, Korea Institute of Ocean Science and Technology, Busan 49111, Korea

요 약

KOEM(Korea Marine Enviroment Management Coperation) 해양환경모니터링(Marine Enviroment Monitoring) 네트워크 자료를 이용하여 동해 연안(거진연안 – 기장연안) 수온, 용존산소 농도의 계절 및 표층-저층 차이에 대한 통계적인 검정을 수행하였다. 2004년부터 2021년까지 자료 기반 표층 수온의 2월 평균은 10.04℃, 5월 14.01℃, 8월 23.23℃, 11월 16.38℃를 나타내었다. 저층 수온의 2월 평균은 9.06℃, 5월 9.75℃, 8월 13.66℃, 11월 13.99℃를 나타내어 표층-저층간 차이가 현저히 나타났다. 표층 용존산소의 2월 평균은 9.21 mg/L, 5월 9.35 mg/L, 8월 8.45 mg/L, 11월 8.06 mg/L를 나타내었다. 저층 용존산소는 2월 평균 9.12 mg/L, 5월 8.74 mg/L, 8월 8.07 mg/L, 11월 7.54 mg/L를 나타내 표층은 5월에 가장 높은 값을 나타내었고 저층은 2월에 가장 높은 값을 나타내었다. 통계적인 검정은 자료의 독립, 정규분포 적합 검정을 우선 수행한 뒤, F-검정, t-검정 또는 Welch 검정기법을 이용하였다. 검정 결과, 전체 자료에서 독립가정은 약 97% 만족하였으며, 정규분포 적합도 약 84%의 채택 비율을 보였다. 수온의 계절 차이 검정으로부터, 표층은 평균 98%, 저층은 73%의 기각률로 뚜렷한 계절 변화 양상을 확인했으나, 용존산소 항목에서는 표층은 평균 60%, 저층은 64%로 계절 변화의 정도가 상대적으로 작았다. 표층-저층 차이는 수온의 경우, 평균 70%, 용존산소는 평균 42%로 유의한 차이가 발생하는 비율이 감소했다. 통계적인 검정으로 파악한 수온, 용존산소 농도의 변동양상은 18년간 계절 자료 기반으로 거진연안에서 기장연안 까지의 동해연안 규모를 대표할 수 있을 것으로 판단한다.

Abstract – Using the KOEM Marine Environmental Monitoring (MEM) Network data, statistical tests are done for the temporal (season) difference and surface-bottom layers of the sea-water temperature and DO (dissolved oxygen) concentrations in the East Sea coastal waters (Geojin to Gijang). From 2004 to 2021, based on the data, the average sea surface temperatures for February, May, August, and November were 10.04, 14.01, 23.23, and 16.38 degrees Celsius, respectively. In contrast, the average sea bottom temperatures for February, May, August, and November were 9.06, 9.75, 13.66, and 13.99 degrees Celsius. A significant difference between surface and subsurface temperatures was observed. During the same period, the seq surface dissolved oxygen concentrations exhibited average values of 9.21

†Corresponding author: freelgs7@kiost.ac.kr

mg/L, 9.35 mg/L, 8.45 mg/L, and 8.06 mg/L for February, May, August, and Novemver, respectively. In comparison, bottom dissolved oxygen concentrations showed averages of 9.12 mg/L, 8.74 mg/L, 8.07 mg/L, and 7.54 mg/L for the same respective months. The surface concentration peaked in May, while the bottom concentration peaked in February. First of all, the independence test and the normality (goodness-of-fit test of the normal distribution) test were applied to the data set. After that, F-tests, t-tests, or Welch tests were used for the variance and mean difference tests between two or more samples, such as four-season and two-layer samples. The test results show that the data independence and normality hypotheses were accepted about 97% and 84% of the complete dataset, respectively. The temporal (season) difference in seawater temperature shows a significant ratio, with 98% and 73% in the surface and bottom layers, respectively. Regarding the DO parameters, the rejection ratios are relatively low, with 60% and 64% in the surface and bottom layers, respectively. The surface-bottom difference test shows that the rejection ratio is 70% in water temperature and a substantially low ratio, 42% in DO, on average. As determined through statistical testing, the variability patterns in sea surface temperature and dissolved oxygen concentration represent the East Sea coastal scale form Geojin to Gijang over 18 years based on seasonal data.

Keywords: statistical tests(통계 검정), independence test(독립 검정), mean and variance difference test(평균 및 분산 차이 검정), KOEM MEN data set(KOEM MEN 데이터 세트), surface-bottom difference(표층-저층 차이), seasonal difference(계절 차이)

1. 서 론

우리나라 동해는 대양의 특성을 지니고 있어 작은 대양이라 불린다. 냉수대, 심층 순환, 연안 용승, 와류 등이 관찰되며 이에 관한 많은 연구들이 진행되고 있다(Lee *et al*.[1995]; Seo *et al*.[2018]; Lee and Nam[2023]). 또한 동해는 기후변화에 민감하고 실제 대양보다 순환 주기가 매우 짧아 대양의 환경을 미리 추정하는 데 도움을 준다. 동해 연안은 대마 난류와 북한 한류가 만나 풍부한 어장을 형성하고 여름철 냉수대에 의한 영양염 공급에 따라 클로로필의 군집 조성 등에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Kim *et al*.[2014a]; Rho *et al*.[2016]; Yoon and Yoon[2016]).

영양염이 증가함에 따라 클로로필의 군집은 증식으로 이어지고 이는 단기간에 용존산소 농도를 증가시킨다. 하지만 단기간 대량으로 증식한 클로로필은 장기간 관점에서 산소 소비량을 증가시켜 빈산소 수괴를 유발하여 해양 생태계에 악영향을 미칠 우려가 있다(Edward *et al*.[2021]; Park and Kim[2023]). 다만 빈산소 수괴의 경우 폐쇄적인 연안 환경에서 주로 발생되므로 동해연안은 타 해역에 비해 순환이 빠르기 때문에 빈산소 수괴의 발현은 타 해역과 대비해서 낮은 빈도를 보인다. 다만 장기적인 관점에서 수온이 증가하면서 용존산소 농도 또한 감소하는 분포를 보이므로(Seong *et al*.[2010]) 계절과 수심에 따른 수온의 변화가 용존산소량에 미치는 영향에 대해 알아 볼 필요가 있다.

최근 지구온난화로 인해 전 지구적으로 수온이 상승하면서 동해의 생지화학적 순환에도 영향을 미치고 있다. 대양과 유사한 특성을 지닌 동해는 동해 연안을 따라 자오면 순환의 시스템을 보인다. 이에 저층에서 공급되는 심층수의 이동이 활발하지만 수온의 증가로 인한 시스템의 변화는 향후 지속적으로 변화할 것으로 예상된다. 특히 동해는 대양과 달리 반폐쇄적인 형태를 띄기 때문에 저층에서 수온이 낮고 용존산소 농도가 높은 특성을 보인다(Lee and Nam[2023]).

2013년부터 2017년까지 속초, 죽변, 감포 연안에 대해 해양 환경 특성의 시간적 변화를 연구한 사례에서 수온은 1.2-28.8℃, 용존산소는 3.53-7.64 mg/L의 범위를 보였고 한류의 유입으로 인해 용존산소가 높게 관측되었다는 경우도 있다고 보고되었다(Kwon *et al*.[2019]). 2012년 5, 8, 11월, 2013년 2월 동해 남부연안에서 수행한 관측에서 표층 수온은 10.39-25.30℃, 저층은 1.14-18.21℃의 범위로, 용존산소 농도는 250-263 μM의 범위로 관측되었으며, 여름에 가장 높고, 가을에 가장 낮았다고 보고했다(Won and Lee[2015]). 2013년 9, 11월, 2014년 2, 5월까지 동해 중부연안에서 수행한 관측에서는 표층 수온은 6.19-25.67℃, 저층은 0.90-19.11℃의 범위, 용존산소 농도는 표층 6.97-12.04 mg/L, 저층 5.22-12.33 mg/L로 나타났으며, 특히 여름철 표층의 용존산소가 저층의 용존산소 농도보다 낮은 것으로 보고된 바 있다(Lee *et al*.[2016]). 1971년부터 2013년까지의 동해 8개 지점 연안(감포, 울기, 장기갑, 포항, 죽변, 동해(묵호), 주문진, 속초)에 대해 표층 수온 장기 시계열 변화를 연구한 사례에서 43년간 표층 수온은 증가하는 경향을 나타냈다고 보고되었다. 속초 연안 2.26℃,죽변 연안 1.99℃, 포항 연안 1.11℃, 감포 연안 0.89℃가 증가하였다고 나타내었다. 또한 동해 남부연안이 북부 연안에 비해 수온의 증가 속도가 크다고 보고했다(Kim *et al*.[2014b]).

그러나 앞서 진행된 연구는 관측 기간이 짧거나 공간적으로 제한되어 있어 동해연안의 대표적인 수온, 용존산소 변화 양상으로 판단하기 어려우며, 동해의 복잡한 물리 환경 때문에 장기 자료를 이용한 통계적 판단이 요구된다. 여름철 연안 용승 현상이 대표적이며 동해의 이러한 특성은 일반적인 해양 환경 특성의 계절적 기준과 차이가 날 것으로 예상되기 때문에 살펴볼 필요가 있다(Kim *et al*.[2010]; Kim *et al*.[2019]).

한편, 해양환경측정(Marine Environment Monitoring, MEM) 네트워크 사업은 우리나라 연안 해역의 다양한 환경 인자에 대한 조사를 정기적으로 실시하여 환경 상태를 종합적으로 파악하고, 해양환경관리 및 보전정책 수립을 위한 국가기본자료로의 활용을 목적으로 운영되고 있다(Marine Environmental Information System[2023]; Cho and Lee[2023]). 이 사업에서 생산되는 자료는 해양환경정보포털(https://www.meis.go.kr/)을 통하여 제공되고 있으며, 우리나라 전 연안 해역의 전반적이고 장기적인 환경변화 양상 분석에 가용한 자료는 KOEM MEM 네트워크 자료가 유일하다. 그러나 장기간의 자료축적에도 불구하고 계절 규모의 관측 간격(연 4회)으로는 변화 양상 분석 시 다음과 같은 문제점이 따른다. 연 4회 관측빈도 조건에서 신뢰구간에 대한 점추정 정보만 얻을 수 있고 평균과 같은 기본적인 통계측도에 대한 추정오차 또한 제한되므로 정량적인 기준을 위한 분석에 많은 제한이 있다. 특히 WQI(Water Quality Index) 산정에 가중치가 가장 높은 저층 용존산소의 경우 추정오차가 평균 대비 약 ±33% 차이가 있다. 이에 따라 관측빈도를 연 4회에서 연 6-12회 정도로 조정한다면 추정오차의 비율이 절감되지만 해양에서 관측빈도 증가는 현실적으로 어려움이 있기에 일반적으로 허용 가능한 수준인 약 ±10%의 허용오차 비율 조건을 적용한다면 인접한 3-5년 정도의 관측자료 사용이 요구된다.(Cho and Lee[2023]). 이에 본 연구에서 사용한 자료는 한 정점에 대해 18년간의 관측 자료를 사용함으로써 허용오차 비율을 10% 미만으로 감소시키면서 관측 빈도에 대한 추정오차를 줄이고자 하였다.

따라서 본 연구에서는 동해연안의 장기 환경 변화 양상 파악 및 계절과 연직 분포의 변화에 대한 유의미한 차이 유무 결과 제시를 위하여, 대상 자료의 관측 빈도 한계를 인식하고, 분석 가능한 변화 양상에 중점을 두어 동해 연안해역의 계절 및 표층-저층 차이에 대한 통계적인 검정을 수행하였다.

2. 재료 및 방법

2.1 해양환경측정(MEM) 네트워크 자료

해양환경공단(KOEM)에서 관리하는 해양환경측정망은 대한민국 연안 및 근해 지역의 해양환경 상태와 오염원을 조사하여, 해양환경 현황을 종합적으로 파악하고 이를 국가 기본자료로 활용하여 국가해양환경관리 및 보전정책을 수립하기 위한 목적으로 운영되고 있다(MEIS[2023]).

해양환경측정망은 공간적인 관점으로 전국연안 425개의 정점에서 표층 및 저층에 따른 데이터를 제공하고 있으며, 관측정점은 1997년 209개에서 현재 425개의 정점으로 개수가 증가해왔다. 표층은 대개 정점표면에서 하향 1 m로 정하고, 저층은 정점바닥에서 상향 1 m로 정한다. 해양환경측정망은 생태 구역을 5개(동해, 대한해협, 서남해역, 서해중부, 제주연안)로 구분하고 있다. 해양환경측정망에서 동해연안은 북쪽의 거진연안으로부터 남쪽의 포항 영일만 정점까지가 해당하지만, 본 연구에서는 기장연안까지로 설정하였다. 부산연안은 낙동강 하구 및 항구와 매우 근접해있으므로 동해연안의 특성과 부합하지 않을 것으로 판단하여 제외하였다.

시간 관점에서는 1997년부터 현재까지 1년에 4회(2월, 5월, 8월, 11월)에 걸쳐 현장 조사 자료를 제공하며, 본 연구에서는 2004년부터 2021년까지의 자료를 사용하였다. 1997년 25개 정점, 2003년 11개 정점에 대해 결측치가 존재하여 정보가 부족하다고 판단됨에 따라 해당 정점의 경우 수온과 용존산소의 표층 및 저층 정보가 모두 존재하는 2004년 이후의 자료를 사용했다.

따라서 최종적으로, 2004-2021년 해양환경측정망 자료 중 동해 생태구 전체 정점 및 대한해협 생태구의 일부 정점(Fig. 1, Table 1)에서 관측한 표층(Surface, 이하 *S*)과 저층(Bottom, 이하 *B*)의 수온(Temperature, 이하 *T*) 및 용존산소(Dissolved Oxygen, 이하 *DO*) 자료를 사용했다.

2.2 수온, 용존산소 항목의 시간-공간 차이 검정

통계적인 차이는 공간은 표층-저층, 시간은 계절을 다른 집단으로 간주하여 수온과 용존산소 항목의 분산차이, 평균차이 검정을 수행하였다. 시간 차이 검정은 연 4회 관측자료를 대상으로 수행하기 때문에 다수의 두 표본(two samples) 차이검정 또는 다수(four samples)의 표본 차이검정에 해당한다. 차이

Table 1. Number of Observation Stations on the East Coast in KOEM MEM Data Used for the Study

Station	Number of Station (Serial Number)
GeoJin	2(No.1-No.2)
Sokcho	4(No.1-No.4)
Yangyang	4(No.1-No.4)
Jumunjin	5(No.1-No.5)
Gangneung	7(No.1-No.7)
Donghae	4(No.1-No.4)
Samcheok	4(No.1-No.4)
Jukbyeon	6(No.1-No.6)
Hupo	2(No.1-No.2)
Chuksan	2(No.1-No.2)
Ganggu	2(No.1-No.2)
Wolpo	2(No.1-No.2)
Yeongilman	12(No.1-No.12)
Gurongpo	2(No.1-No.2)
Gampo	4(No.1-No.4)
Ulsan	5(No.1-No.5)
Onsan	3(No.1-No.3)
Gijang	4(No.1-No.4)
Total	74

* Out of a total of 91 stations, data from 17 were excluded: 7 from 12 in the Ulsan coastal area, 6 from 9 in the Onsan coastal area, and 4 estuarine stations. Data from the remaining 74 stations were utilized.

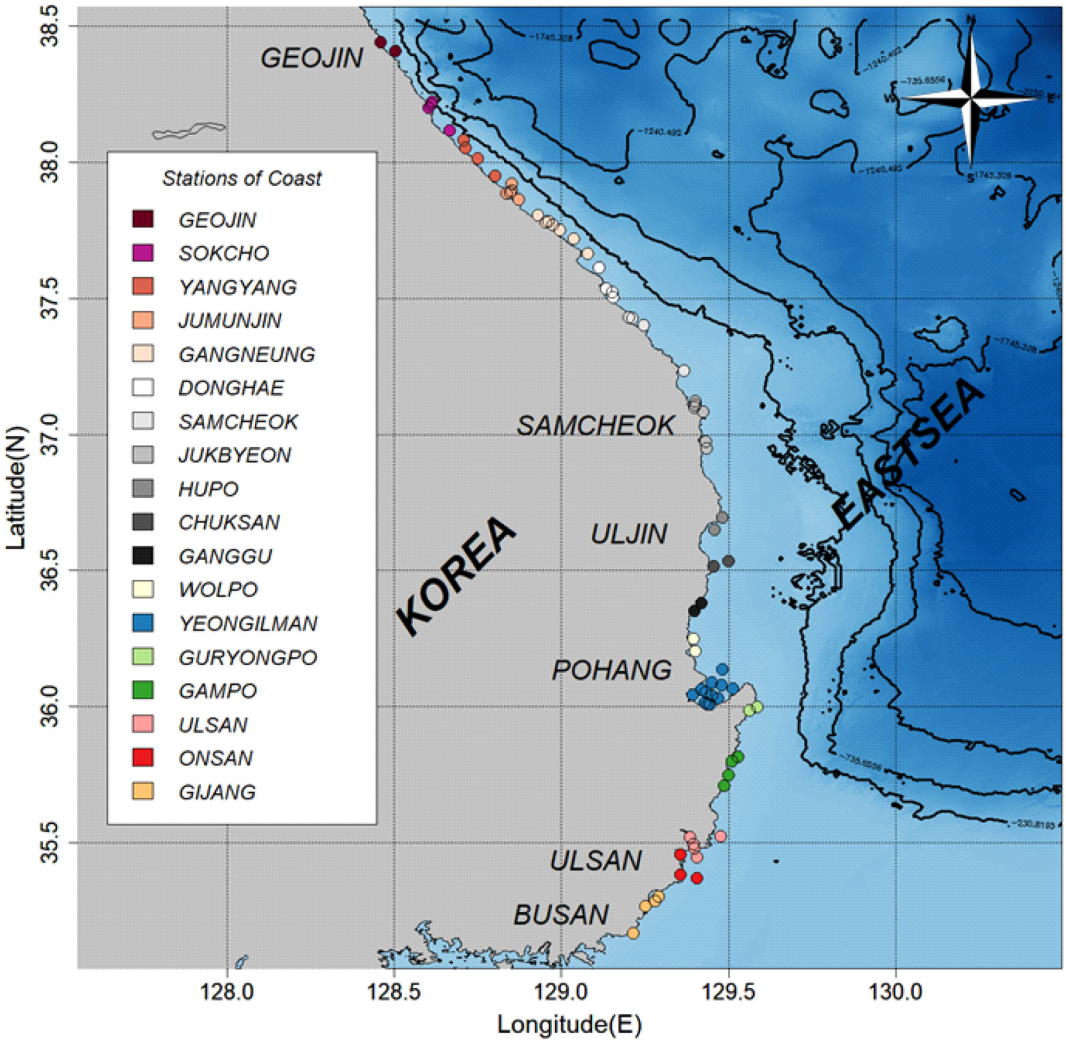


Fig. 1. Location of East Coast Observation Points in KOEM MEM Data.

검정으로 가능한 조합은 4개 계절에서 서로 다른 2개의 비교 계절을 추출하는 경우로 모두 6가지($_4C_2$ = 4×3/2! = 6) 경우가 발생한다(Table 2). 표층과 저층의 차이를 검정할 때는 각 계절별로 세부 그룹을 분리하여 총 8가지 경우를 검토했다(Table 3). 수온, 용존산소 농도자료를 표층-저층, 지점별, 계절별로 구분된 자료세트는 모두 2개 항목(수온, 용존산소) × 2개 층(표층-저층) × 4개 계절 × 74개 지점으로 총 1,184세트이다.

독립성 및 정규성 검정은 각 정점에서 표층-저층, 계절에 따른 자료를 이용했고, 이때 각 하위 그룹의 표본 수는 관측 기간의 연 수(2004-2021년, n=18)와 같다. 차이검정은 각 그룹의 자

Table 2. Summary table of the seasonal difference test cases

	Seasonal Difference Test		Note
case	$T_{S,B}$	$DO_{S,B}$	
1	2<->5	2<->5	n = 36 (18, 18) at each season/ each station
2	5<->8	5<->8	
3	8<->11	8<->11	
4	11<->2	11<->2	
5	2<->8	2<->8	
6	5<->11	5<->11	

* example of Note : Gijang No.1 Station T_S Feb(2004-2021=18 data) <-> T_S May (2004-2021=18 data), The number of data used for comparing each station and each case is a total of 36.

Table 3. Summary table of the spatial difference test cases

	Spatial (surface-bottom) Difference Test	Note
case	S <-> B	
1	Feb T	n = 36 (18_S, 18_B) at each season/ each station
2	Feb DO	
3	May T	
4	May DO	
5	Aug T	
6	Aug DO	
7	Nov T	
8	Nov DO	

* example of Note : Gijang No.1 Station T_S Feb(2004-2021=18 data) <-> T_B Feb(2004-2021=18 data), The number of data used for comparing each station and each case is a total of 36.

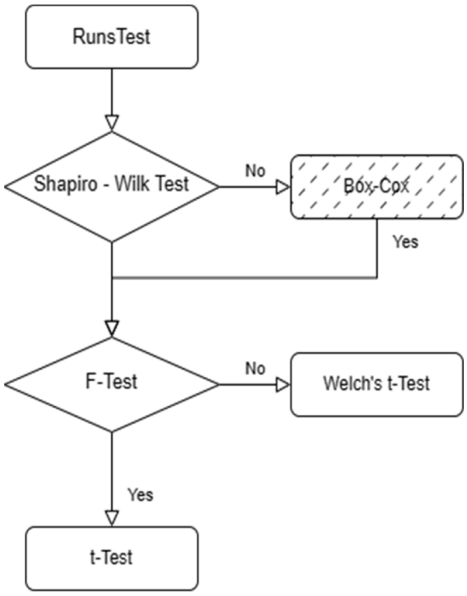


Fig. 2. Flowchart of a difference test of the two samples.

료는 시간과 공간에 대한 조합에 따라 개별 그룹 단위로 수행했다.

이상과 같이 구분된 자료는 분석 방법의 통계적 가정 만족을 위하여 표준 절차를 따라 통계적인 검정을 수행하였다(Fig. 2). t-Test는 분석 대상 자료의 독립성, 정규성, 등분산성을 만족할 때 사용해야 하며, F-Test 또한 정규성을 가정하므로, 이전 단계에서 Runs Test, Shapiro-Wilk Test를 수행한다.

가설 검정을 위한 독립성, 정규성, 등분산성 검정의 세부 내용은 다음과 같다.

모든 통계 검정 시 귀무가설은 H_0, 대립가설은 H_1으로 표기하며, 논리적으로, H_1은 H_0를 기각하는 것으로써 얻어지는 반증의 개념임을 참고한다. 통계량을 통해 계산되는 p-value는 H_0를 기각했을 때의 오류 확률(1종 오류)을 의미한다. 분석자가 사전에 설정한 유의수준 α는 p-value의 허용 한도를 의미하므로, $p < \alpha$이면 1종 오류의 확률이 허용 한도 이내이므로 H_0를 기각하고 H_1을 채택한다.

2.2.1 독립성 검정

통계적인 추정에서 가장 먼저 요구되는 가정은 독립성이다(Cho *et al*.[2020]). 확률변수의 통계적 검정은 각각의 데이터가 "서로 독립이다"라는 가정을 만족한다고 가정한다. 독립성 검정을 요약하면 데이터의 무작위성과 추세를 검정하는 것이다. 독립성 검정을 행하는 방법은 Runs test, Anderson 상관검정, Spearman 순위상관계수검정, Turning Point 검정이 있다. 이 중 데이터 특성에 따라 독립성 검정의 기법을 선택하여야 한다. 본 연구에서는 독립성 검정기법 중 Runs test를 사용하였다. Runs test의 귀무가설 및 대립가설은 다음과 같다.

H_0 : 변수 X는 독립이다.
H_1 : 변수 X는 독립이라고 할 수 없다.

본 연구에서는 runs test를 사용하기 위한 변수를 각 정점별, 변수별(T_S, T_B, DO_S, DO_B)로 구분하였다.

2.2.2 정규분포 적합 검정

대표적인 통계적 검정 방법에서는 독립성을 가정하고 난 후 정규성을 가정한다. 하지만 환경자료에 대한 통계적인 검정에서 정규성 검정을 생략하여 추정이 편향되거나 잘못된 판단을 내리는 경우가 빈번하다(Cho[2021]). 따라서 대부분의 모수적 검정 방법을 사용할 때, 정규성 검정을 반드시 시행하여야 한다. 정규성 검정의 방법은 Shapiro-Wilk test, Anderson-Darling Test, Pearson X^2 test 등 많은 방법이 있지만 Cho[2021]에서는 Shapiro test와 Anderson-Darling test를 추천하였다. 본 연구에서는 정규성 검정 기법 중 Shapiro-Wilk test를 사용하였다. Shapiro-Wilk test의 귀무가설 및 대립가설은 다음과 같다.

H_0 : 변수 X는 정규분포를 따른다.
H_1 : 변수 X는 정규분포를 따른다고 할 수 없다.

정규분포 적합 검정을 통과하는 경우, 모수적인 검정 방법이 적용가능하며, 정규분포 적합 가정을 통과 못 하는 경우, Box-Cox 변환과정 등을 이용하여 다시 정규분포 적합 검정을 수행하는 과정을 거치거나, 변환과정을 거쳐도 정규분포 적합 가정을 만족 못하는 경우에는 비모수적인 차이 검정 방법을 선택한다.

2.2.3 분포차이검정

분포차이검정은 분산차이검정과 평균차이검정으로 나누어진다(Cho *et al*.[2020])에서 다음과 같이 설명한다. 분포차이검정은 최소 2개의 세트 이상의 데이터를 비교한다. 같은 모집단에서 추출된 표본일지라도 데이터에 영향을 미치는 인자가 다를 경우, 각기 다른 분포를 띌 가능성이 높아 분리하여 분석하는 것이 적합하다. 이에 따라 본 연구에서는 변수별, 계절별로 데이터를 분리하고 이를 시간과 공간에 대하여 구분했다. 먼저 분산차이검정을 수행하고, 두 표본의 분산차이가 있는 경우에는 Welch 검정, 없는 경우에는 t 검정을 수행한다. 이 외에도 사용 가능한 모수적, 비모수적인 차이검정 방법은 정리하여 표로 제시하였다(Table 4).

귀무가설과 대립가설은 다음과 같다.

H_0: 그룹(시간 또는 공간) 간 평균(분산)은 차이가 없다.
H_1: 그룹(시간 또는 공간) 간 평균(분산)은 차이가 없다고 할 수 없다.

모든 분석은 통계분석 프로그래밍 언어인 R을 이용하여 수행했다(R Core Team[2023]). 독립성 검정을 위한 Runs Test는

Table 4. Available difference tests of the two or more samples

Purpose	Non-parametric test	Parametric test
Variance Difference Test	Ansari-Bradley test (Bauer[1972]) Mood test (Mielke[1967]) Fligner-Killeen test (Conover *et al*.[1981]) Friedman test (Hollander and Wolfe[1973b])	F-test (Box[1953]) Bartlett test (Bartlett[1937)
Mean (or median, location) Difference Test	Wilcoxon test (Bauer[1972]) Kruskal-Wallis test (Hollander and Wolfe[1973a])	Student t-test (Student[1908]) Welch test (Welch[1947])

randtests 패키지의 runs.test 함수를 이용하였다. 정규성 검정을 위한 Shapiro-Wilk test는 R의 기본 패키지인 stats 패키지의 shapiro.test 함수를 사용했다. t-test와 F-test 또한 stats 패키지의 t.test, var.test 함수를 이용하여 진행했다.

3. 결과 및 고찰

3.1 독립성 및 정규분포 적합 검정

동해연안 KOEM 환경측정망(MEN) 자료에 대한 독립성 및 정규분포 적합 검정을 수행하였다. 독립성 검정 가설 기각 비율은 계절에 따라 1.0% - 5.4% 범위, 공간과 항목에 따라서는 저층 수온을 제외하면 기각비율 0.7% - 3.0% 범위로 나타났으며, 저층 수온의 경우에는 다른 항목과는 달리 8.1% 정도로 높은 기각 비율을 나타내는 것으로 파악되었다(Table 5). 전체적으로 약 97%를 차지하는 대부분의 자료가 독립가정을 만족한다.

정규분포 적합 검정에서는 계절에 따라 12% - 20% 범위로 나타났으며, 공간과 항목에 따라서는 표층 수온 7.8% 정도를 제외하고 다른 항목은 20% 내외(16.2-22.6) 정도로 높은 비율로 정규분포 적합 가설이 기각되었다(Table 5). 전반적으로 전체 자료의 약 84% 정도가 정규성을 만족하는 것으로 파악된다.

독립성 검정 기각의 의미는 추세가 있음을 의미한다. Table 5에 나타냈듯이 본 연구에서 독립성 검정의 기각 비율은 5월과 8월 11개 정점에서 상대적으로 높게 나왔다. 동해 수온에 대한 장기 추세 분석은 대개 연 평균 또는 월 평균 수온 자료를 활용해 진행된다(Yoon *et al*.[2007]; Seong *et al*.[2010]; Kim *et al*.[2014b]). 본 연구에 사용한 자료는 선행 연구에 비해 표본 수가 적으므로 평균의 추정오차가 클 것으로 판단되어(Cho and Lee[2023])최대한의 표본을 사용하기 위해 각 정점별, 계절별로 구분하여 진행하였다. 독립성 검정이 기각된 각 정점의 선형 추세를 분석한 결과 기각된 모든 정점의 선형 추세선 기울기는 추세가 있는 것으로 나타났다. 하지만 선형 추세선 기울기의 Confidence Interval을 95%로 보았을 때 기각된 모든 정점이 0을 포함하므로 통계적으로 유의미한 추세가 있다고 판단할 수 없다. 다만 본 자료는 전체의 97%가 독립성 가정을 만족하므로 독립성을 가정하였다. 따라서 상대적으로 높은 저층 수온의 독립성 기각 원인을 동 자료로 판단하는 것은 한계가 있음을 인식하고 추가적인 자료 보완을 통해 독립성 검정이 필요함을 시사한다.

검정의 유의수준(α=0.05)을 상향 조정하는 경우 더 많은 자료가 정규성을 만족할 것으로 판단되며, 정규분포 적합을 만족하지 못하는 경우에는 Box-Cox 변환, 대수 변환 등의 변환과정을 거쳐 정규분포에 적합하도록 할 수 있다. 그러나 자료변환을 통해 모든 자료가 정규성을 만족하는 것은 실질적으로 곤란하기 때문에 자료의 변환과정 없이 표본 차이 검정을 수행하였다.

Table 5. Counts and ratio of the null hypothesis acceptance (independence and normality test, n = 74/season/parameters, total sample numbers/season = 296, total data set numbers = 296×4 = 1,184)

Test	Layer	Variable	2	5	8	11	Total	Ratio
Runs test	*S*	*T*	0	2	0	0	2	0.68
		DO	2	0	1	1	4	1.35
	B	*T*	1	11	11	1	24	8.11
		DO	2	3	3	1	9	3.04
		Total	5	16	15	3	39	3.29
		Ratio	1.69	5.41	5.07	1.01	3.29	
Shapiro test	*S*	*T*	5	6	9	3	23	7.77
		DO	12	10	25	20	67	22.64
	B	*T*	8	14	11	19	52	17.57
		DO	14	6	15	15	50	16.89
		Total	39	36	60	57	192	16.22
		Ratio	13.18	12.16	20.27	19.26	16.22	

* *T*, *DO* = Seawater temperature and Dissolved Oxygen, respectively; and the subscript, *S*, *B* = surface and bottom layers, respectively. The numbers, 2, 5, 8, 11 in the first row of the Table is the monitoring month, corresponding to the typical seasons.

3.2 기초통계량 및 상관분석

차이검정 이전에 기초통계량을 검토했다. 본 연구에서 기초통계량 분석을 위해 정한 일반적인 기준은 다음과 같다. 먼저, 수온이 증가할수록 용존산소는 감소한다는 가정을 두었다. 수온의 경우 계절성에 따라 최저는 2월, 최고는 8월; 5월, 11월 중에서는 5월이 높은 것으로 간주하였다.

$$-T_2 < T_{11} < T_5 < T_8$$

DO 농도의 경우, 첫 번째의 가정에 따라 수온 변화 기준과 반대 양상으로 간주하였다.

$$DO_2 > DO_{11} > DO_5 > DO_8$$

표층 수온은 예상한 바와 같이 2월에 가장 낮았고, 8월에 가장 높았다. 그에 반해 11월이 5월보다 평균과 중위수가 2℃ 이상 높았다. 표층 수온의 연내 변화 양상은 일반적인 계절성을 나타낸다. 그러나 저층 수온은 표층 수온이 가장 높은 8월에 가장 높지 않았고 11월이 약 0.35℃ 높게 나타났다. 또한 수온이 가장 높은 8월에 용존산소의 포화도가 가장 낮기 때문에 표층 수온과 정확히 반대되는 경향이 나타날 것으로 예상했으나, 표층 용존산소 역시 11월의 농도가 가장 낮았다. 용존산소의 경우, 표층과 저층 모두 11월이 8월보다 낮은 평균 용존산소 농도를 보여 수온의 표층-저층 양상과는 다른 경향을 보였다. 수온의 표층과 저층 모두 최솟값과 최댓값은 2월에 가장 낮고 8월에 가장 높아 일반적인 계절 양상을 따랐으나 5월과 11월에선 5월에 더 낮은 값을 나타냈다(Table 6). 특히 Table 6의 밑줄 표시된 11월 저층 수온 최댓값은 8월보다 높은 경우를 나타냈다. 해당 값은 2004년에 양양연안 4번 정점 값으로 나타났으며 주문진연안 3번 정점에서 유사하게 33.07의 값이 관측되어 이상

Table 6. Descriptive statistics on surface and bottom water temperature and dissolved oxygen along the East Sea coast from 2004 to 2021

Variable	Layer	Month	Mean	Standard Deviation	Median	Min	Max
T	*S*	2	10.04	2.36	10.43	2.33	15.42
		5	14.01	1.84	14.21	7.04	20.88
		8	23.23	2.85	23.61	13.88	28.74
		11	16.38	1.87	16.66	11.09	22.43
	B	2	9.06	2.71	9.60	1.27	14.04
		5	9.75	3.82	10.33	1.10	16.57
		8	13.66	4.98	13.26	1.34	27.33
		11	14.01	3.70	14.68	1.24	<u>33.09</u>
DO	*S*	2	9.21	0.75	9.09	6.17	12.80
		5	9.32	0.79	9.29	6.22	12.62
		8	8.45	1.12	8.34	4.60	14.22
		11	8.06	0.70	8.02	5.12	10.65
	B	2	9.12	0.74	9.04	6.51	12.16
		5	8.74	0.90	8.74	5.71	11.50
		8	8.07	1.38	8.06	4.05	12.50
		11	7.54	0.90	7.68	4.71	10.59

Table 7. Descriptive statistics on surface and bottom water temperature and dissolved oxygen along the East Sea coast from 2004 to 2021 are presented in the modified table

Variable	Layer	Month	Mean	Standard Deviation	Median	Min	Max
T	*S*	2	10.04	2.36	10.43	2.33	15.42
		5	14.01	1.84	14.21	7.04	20.88
		8	23.23	2.85	23.61	13.88	28.74
		11	16.38	1.87	16.66	11.09	22.43
	B	2	9.06	2.71	9.60	1.27	14.04
		5	9.75	3.82	10.33	1.10	16.57
		8	13.66	4.98	13.26	1.34	27.33
		11	<u>13.99</u>	<u>3.63</u>	<u>14.68</u>	<u>1.24</u>	<u>21.53</u>
DO	*S*	2	9.21	0.75	9.09	6.17	12.80
		5	9.32	0.79	9.29	6.22	12.62
		8	8.45	1.12	8.34	4.60	14.22
		11	8.06	0.70	8.02	5.12	10.65
	B	2	9.12	0.74	9.04	6.51	12.16
		5	8.74	0.90	8.74	5.71	11.50
		8	8.07	1.38	8.06	4.05	12.50
		11	7.54	0.90	7.68	4.71	10.59

Table 8. Correlation coefficients and confidence intervals between water *T* and *DO* concentrations

Correlation (95% confidence interval)	T_S	T_B
DO_S	-0.419 (-0.441 ~ -0.397)	-0.370 (-0.393 ~ -0.346)
DO_B	-0.414 (-0.436 ~ -0.391)	-0.406 (-0.428 ~ -0.384)

* ex) $n(T_S)$ = 74(Number of station)*4(Season)*18(Year) = 5,328

자료로 판단된다. 정상자료의 최댓값은 21.53℃로 판단됨에 따라 11월 저층 수온자료의 평균은 13.99℃, 표준편차 3.63, 중위수 14.68℃, 최솟값 1.24℃, 최댓값 21.53℃으로 판단된다. 상기 내용을 수정한 표는 Table 7에 나타내었다. 표준편차는 수온, 용존산소의 표층, 저층 모든 그룹에서 8월이 가장 높았고, 용존산소의 최솟값은 표층, 저층에서 11월이 8월보다 높았다.

수온은 해수의 포화 용존산소 농도(saturated DO concentration)를 결정하는 주요한 인자이다. 따라서 수온 또는 수온 변화가 주도하는 환경에서는 수온과 용존산소 농도의 상관관계가 나타나는 특성을 보이게 된다(Manasrah *et al*.[2006]; Kim *et al*.[2020]). 이러한 기본적인 특성에 근거하여 본 연구에서 수온과 용존산소의 상관성을 검토했다(Fig. 3). Pearson 상관분석 결과, 예상과 같이 음의 상관을 보이는 것으로 파악되었으며, 표층-저층 조건에 따라 약간의 크기 차이(-0.37, -0.42)를 보이고 있음을 알 수 있다(Table 8). 상관계수 추정은 모든 지점, 계절의 자료를 구분 없이 사용하였으며, 조합 가능한 모든 조건

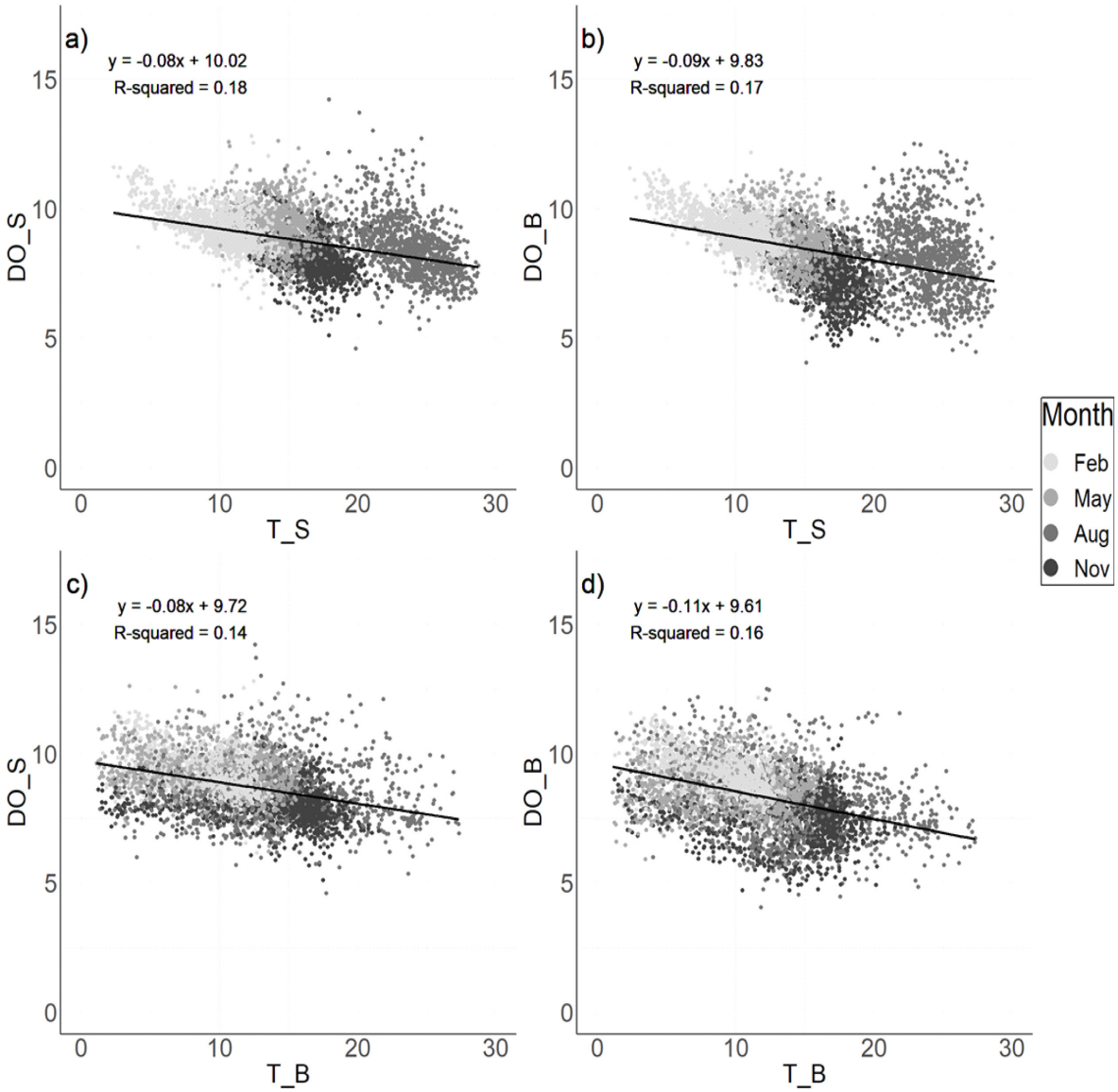


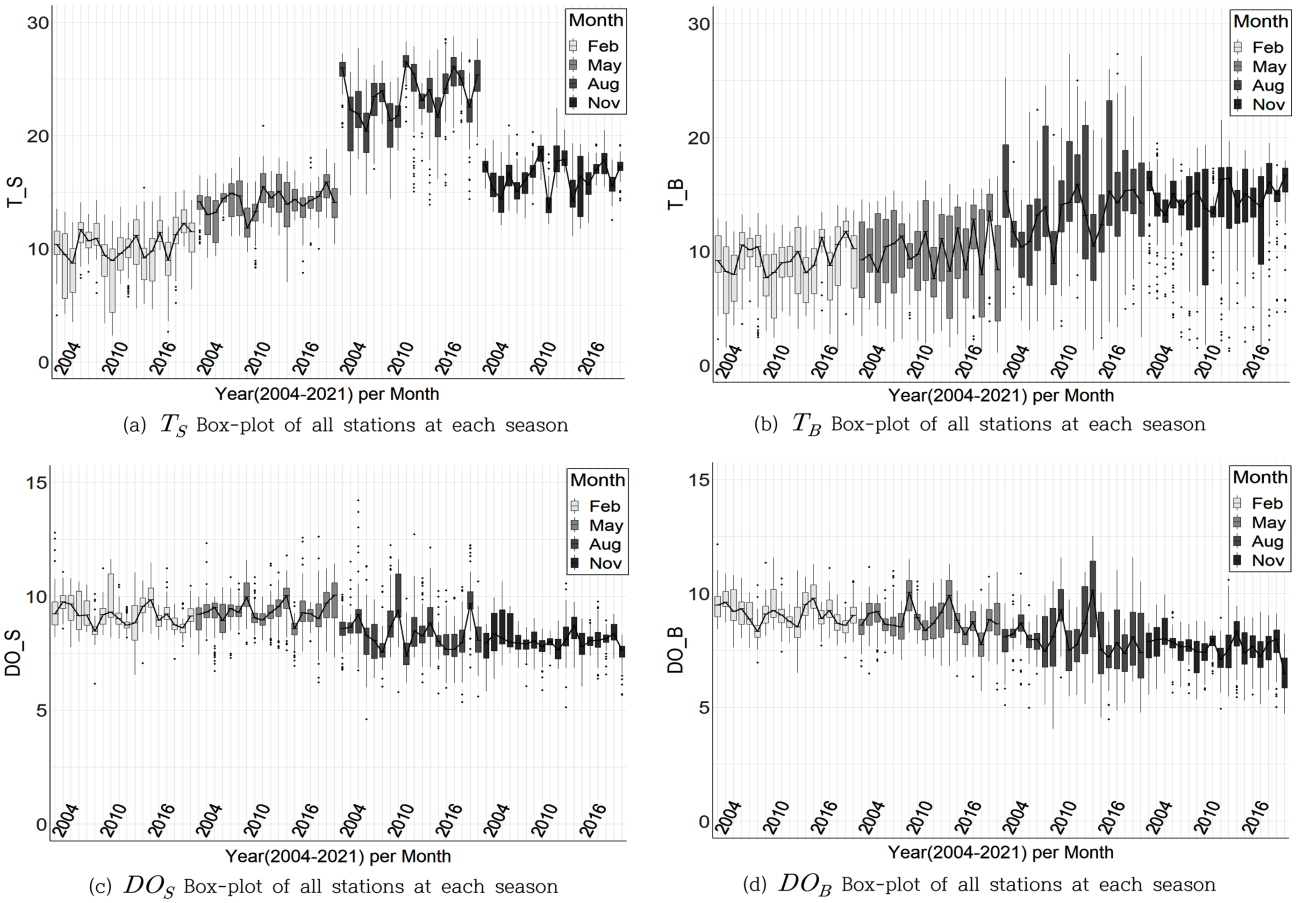
Fig. 3. Scatter plots between water *T* and *DO* concentration. The black solid line indicate linear regression results. a) The XY plot of T_S and DO_S b) The XY plot of T_S and DO_B, c) The XY plot of T_B and DO_S, d) The XY plot of T_B and DO_B.

에서 신뢰구간은 주어진 점 추정 결과에서 ±0.03 이하로 파악되어 통계적으로 유의미한 상관을 보이고 있음을 알 수 있다(Table 8). 그러나 –0.4 정도의 선형 상관계수는 수온이 주도하는 환경조건에서의 상관계수보다는 낮은 수치로 수온과 더불어 용존산소 농도에 영향을 미치는 인자의 기여 정도가 상당함(substantial)을 의미한다고 할 수 있다(Post *et al*.[2018]). 아래 그림에서 볼 수 있는 바와 같이 통계적으로 유의미한 상관 정도를 보인다고 할지라도, 그 변동 정도가 매우 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 그 변동 정도는 엽록소 농도 등 해역 특성, 계절 변화 또는 지역적 해류 변화에 따른 수괴 혼합 등 외부 변동 요인 등의 영향으로 간주할 수 있다(Mavropoulou *et al*.[2020]). 대규모 수괴 혼합 특성은 일정 규모 이상의 지역해 연구에서 주로 거론되는 문제이나, 용승 현상이 빈번한 동해연안에서는 중층 이하 수심에서 공급되는 수괴 특성에 영향을 받을 것으로 추정된다(Park *et al*.[2016]).

3.3 계절에 따른 수온과 용존산소의 변화

Box-plot을 이용하여 계절 구분 자료를 시기(연도)에 따라 도시한 그림을 통하여 간단하게 도시적인 분석(visual analysis)이 가능하다(Fig. 4). 각 항목의 시계열은 계절별로 구분하였고, 같은 해에 관측한 모든 정점의 통계 정보를 연도에 따라 상자 그림(box plot) 형태로 나타냈다. 이후 중앙값(median)을 선으로 이어 변동양상을 파악하도록 하였다. 그림에서 볼 수 있는 바와 같이 어느 정도의 연간 변동이 계절에 따라, 연도에 따라 나타나고 있음을 알 수 있다. 하계 표층-저층 수온의 두드러지는 차이를 제외하고는, 시각적인 판단으로는 표본 차이를 명확히 구분하는 데에 한계가 있을 것으로 판단된다.

통계적인 검정 결과를 기반으로 판단하는 동해 연안 규모의 대표적인 계절 변동양상은 다음과 같이 정리가 가능하다. Case 중 가장 명확하게 예상되는 동계-하계 차이(Case 5) 검정 결과에서는 표층 수온의 경우 모든 정점에서 “차이가 없다”라는 귀무가설이 기각되었으나, 저층 수온의 경우에는 전체 정점의 16%(12개) 자료세트에서 귀무가설이 기각되지 못했다. 이는 일부 지점의 저층 수온이 표층의 변화 양상과는 달리 계절 변화에 둔감함을 의미한다고 할 수 있다. 기각되지 않은 정점의 2월 평균 저층 수온은 8.7℃, 8월 평균 9.7℃로 나타났으며 기각된 정점은 2월 평균 9.1℃, 8월 평균 14.4℃로 나타났다. 이는 해당 정점들의 평균 수심이 약 40 m로, 평균 약 24 m의 수심인 나



(a) T_S Box-plot of all stations at each season
(b) T_B Box-plot of all stations at each season
(c) DO_S Box-plot of all stations at each season
(d) DO_B Box-plot of all stations at each season

Fig. 4. Seasonal variation box-plots of the water *T* and *DO* concentration over every monitoring years per each season. (a), (b), (c), and (d) T_S, T_B, DO_B, and DO_B boxplots, respectively.

머지 정점들과 비교하여 저층 관측 위치가 깊은 곳에 위치하기 때문으로 판단된다. 그러나 각 계절별 1회 관측된 자료로 전반적인 경향을 판단하는 것은 주의가 필요하다.

반면 용존산소의 동계-하계 차이검정 결과는 표층, 저층 각각 46%(34개), 35%(26개) 정도로 수온보다 높은 비율로 유의미한 차이가 발생하고 있음을 알 수 있다. 이 경향은 수온-용존산소 상관분석에서 볼 수 있는 바와 같이, 동해 연안 용존산소 농도변화가 대기로부터 공급되는 태양에너지 기반의 수온 주도 환경과는 다른 환경이 미치는 영향이 상당 부분의 지점에서 발생하고 있음을 의미한다.

표본 차이가 비교적 미미할 것으로 예상했던 5월-11월(case 6)의 표본 차이 검정 결과에서도 대부분의 정점에서 귀무가설을 기각했다. 수온의 경우, 표층은 12%(9개)가 H_0를 기각하지 못했으나 저층에서는 1개를 제외하고 모두 기각했다.

표층 수온은 봄과 가을철 기온에 직접적으로 영향을 받을 것으로 예상되었지만 동해연안을 대표하는 주문진 연안의 기온과 수온의 상관계수는 0.32정도로 나와(Park *et al*.[2019]) 미미한 영향이 주는 결과로 해석된다. 또한 하계(6-8월)에 이어서 냉수대의 발생 빈도가 높은 5월의 수온 분포 또한 표층 수온의 높은 기각 원인으로 판단된다(Kim *et al*.[2019]). 저층 수온도 마찬가지로 앞서 언급한 5월에 발생하는 냉수대가 기각 비율을 높이는데 일조했다고 판단된다. 실제로 2016년 5월 27일에 발효된 냉수대 주의보 자료를 확인한 결과, 5월 23일부터 27일 까지의 표층수온이 주변보다 2~3℃ 낮았던 것으로 확인되었다(National Institute of Fisheries Science ,2016). 해양환경측정망의 2016년 5월 자료 중 냉수대 주의보 발효 날짜와 인접한 18-19일 관측에서 주변 해역 대비 5℃ 이상의 낮은 저층 수온을 나타낸 바 있다. 이는 표층 수온까지 용승으로 인한 냉수대가 발효되기 전 저층에서의 용승이 수온 차이에 영향을 미치는 원인으로 작용할 가능성에 대해 시사한다.

용존산소 농도의 경우 모든 정점의 표층에서 모두 H_0를 기각하였고 저층에서 2개를 제외하고 모두를 기각하여 봄과 가을의 계절 차이가 있는 것으로 나타났다. 2013년에서 2017년까지 속초, 죽변, 감포연안에서 연구는 용존산소 농도가 전반적으로 동·춘계가 상대적으로 높고 하계 및 추계가 낮다고 보고하였다(Kwon et al[2019]). 이에 본 연구 결과인 case 6(5월 – 11월) 또한 춘계 – 추계 차이로 볼 때 차이가 있는 것이 정상적인 결과로 보인다.

연속되는 계절 변화 양상은 수온을 기준으로 차이를 가정하는 경우, 동계-> 하계 수온 증가, 하계 -> 동계 수온 감소 경향과 음의 상관관계에 근거한 용존산소 농도의 변화를 기준으로 가정하는 경우, 그 기준이 되는 변화 양상에서 벗어나는 경우, “인접한 계절 표본의 차이가 없다.”라는 가설의 기각 비율을 순서대로 판단한다. Case 1-4 조건은 각각 2월 -> 5월 -> 8월(수온 증가, 용존산소 감소; 상반기, case 1, case 2), 8월 -> 11월 -> 2월(수온 감소, 용존산소 증가, 하반기, case 3, case 4) 구간으로 구분하여 분석한다. 표층 수온은 모든 구간에서 귀무가설을 100% 기각하므로 인접 계절에는 유의미한 차이가 있다고 판단되고, 일반적인 상승-하강 경향과 동일하게 발생하고 있는 것으로 판단된다. 반면 저층 수온의 경우에는 상반기(Case 1, Case 2)에는 42%, 12% 정도가 유의미한 차이가 없는 것으로 판정되고 있으며, 하반기(Case 3, Case 4)에는 82% 정도의 높은 차이 없음(Case 3)과 7% 정도의 작은 비율의 차이 없음(Case 4) 판정이 발생한다. 저층 수온의 8월-11월 차이는 표층의 두드러진 수온 하강과는 달리 하계에서 추계로 이동하는 기간의 저층 수온 감소가 미미한 수준 또는 큰 시차(time-lag)를 두고 발생하고 있음을 의미한다고 할 수 있다. 검정 결과는 수온 상승-하강기의 이력현상을 보고한 선행연구와 일치하지만(Cho *et al*.[2007]), 표층과 저층 수온의 작은 시간(월별 변화 이하 수준) 규모의 변동양상 및 시차 분석은 KOEM MEN 자료로는 분석할 수 없는 수준이다.

용존산소 농도의 계절 차이는 표층-저층의 표본 차이가 매우 다른 양상을 보이고 있다. 일단 뚜렷한 계절 변화 양상을 보이는 표층 수온 변화와 달리 표층 용존산소 농도는 2월 <-> 5월(Case 1), 8월 <-> 11월(Case 3)에 차이 없음이 각각 91%, 78% 정도로 대표적인 경향으로 나타나고 있으며, 5월 <-> 8월(Case 2), 11월 <-> 2월(Case 4)은 차이 없음이 각각 28%, 0%로 이 시기에 차이가 발생하고 유의미한 차이가 발생하고 있는 것으로 판단할 수 있다. 저층 용존산소 농도변화는 인접 계절(Case 1-3) H_0 기각률이 27-51% 범위로, 65-100%의 범위로 나타난 비인접 계절(Case 4-6)의 검정 결과와 뚜렷한 차이를 보였다. 분석 결과에 따르면, 일시적인 용존산소 농도변화 인자가 어느 정도의 유의미한 영향을 미치고 있다고 해도, 전체적인 변화 양상은 수온-용존산소 음의 상관관계 영향이 대표적인 변화 양상을 반영한다고 판단할 수 있다(Table 9).

3.4 표층과 저층의 수온과 용존산소 변화

공간 차이는 해역에서의 관측 지점 차이와 관측 수심 차이로 구분할 수 있으나, 본 연구에서는 해역의 오염 특성이 반영되는 관측 지점보다는 동해연안 규모를 대표하는 변화 양상을 파악하는 것에 목적을 두고 수행되었기 때문에, 표층-저층의 공간 차이에 중점을 두고 표본 차이 검정을 수행했다. 차이검정은 전체 74개 지점으로 구분된 자료를 기반으로 수온, 용존산소 농도 표층-저층 쌍을 이루는 자료(paired data)의 차이 검정에 해당한다. 표층-저층 공간차이 검정은 성층 판단의 근거로 활용할 수 있는 중요한 정보이다. 계절 구분 자료를 수온, 용존산소 항목에 대하여 차이검정을 수행한 결과로 경우의 수는 계절(4)×항목(2) = 8개가 된다.

분석 결과는 분산차이검정, 평균차이 검정 순서로 기술하고, 그 조건에서 각각 수온, 용존산소 순서로 진행한다(Table 10).

Table 9. Results of tests on differences according to seasons with 74 stations. The numbers corresponding to each test represent the rejection rate of the null hypothesis

Variable	Layer	p-value < 0.05	F-Test	ratio	t-Test (or Welch Test)	ratio
T	*S*	Case 1	11	15%	74	100%
		Case 2	40	54%	74	100%
		Case 3	35	47%	74	100%
		Case 4	8	11%	74	100%
		Case 5	43	58%	74	100%
		Case 6	6	8%	65	88%
	B	Case 1	30	41%	43	58%
		Case 2	32	43%	65	88%
		Case 3	41	55%	13	18%
		Case 4	37	50%	69	93%
		Case 5	61	82%	62	84%
		Case 6	11	15%	73	99%
DO	*S*	Case 1	13	18%	7	9%
		Case 2	29	39%	53	72%
		Case 3	41	55%	16	22%
		Case 4	21	28%	74	100%
		Case 5	30	41%	40	54%
		Case 6	27	36%	74	100%
	B	Case 1	7	9%	20	27%
		Case 2	14	19%	38	51%
		Case 3	24	32%	33	45%
		Case 4	17	23%	74	100%
		Case 5	44	59%	48	65%
		Case 6	6	8%	72	97%

Table 10. Summary of the surface-bottom difference test cases

Variable	p-value < 0.05	F-Test	ratio	t-Test (or Welch Test)	ratio
T	Case 1	8	11%	23	31%
	Case 3	34	46%	73	99%
	Case 5	25	34%	72	97%
	Case 7	33	45%	40	54%
DO	Case 2	1	1%	1	1%
	Case 4	7	9%	41	55%
	Case 6	12	16%	46	62%
	Case 8	20	27%	37	50%

표층-저층 수온(Cases 1, 3, 5, 7)의 분산차이 검정은 계절 순서대로 11%, 46%, 34%, 45%로 나타나 11%로 가장 낮은 2월을 제외하고 40% 내외의 H_0 기각률을 보였으며, 여름인 8월에 상대적으로 감소하는 모습을 보였다. 반면 용존산소 농도(case 2, 4, 6, 8)의 경우, 분산차이 검정 결과는 1-27% 정도로 표층-저층 유의미한 차이가 없는 경우가 대표적인 경향을 차지하고 있다. 용존산소 항목은 2월에서 11월로 갈수록 분산이 증가했으며, 수온의 분산차이 검정 결과와 8월의 변동양상에 차이가 있다.

수온의 평균차이 검정의 H_0 기각률은 2월이 가장 낮았으며 5, 8월은 97-99%의 H_0 기각률을 나타내었다. 수온의 유의미한 차이가 없을 것으로 예상되는 11월은 46%의 정점에서 표층-저층 차이가 발생하고 있는 것으로 파악되었다. 용존산소는 2월(1%)을 제외하면 50-62% 수준의 H_0 기각률을 나타냈고, 수온의 검정 결과와 비교하여 5월과 8월이 각각 35%, 45% 차이가 있었으나 11월에는 4%로 감소했다. 하계에도 모든 지점에서 뚜렷한 수온 차이에도 불구하고, 용존산소 항목의 유의한 차이를 보이는 지점은 전체의 62% 수준으로 수온 차이 검정 결과와 다소 차이를 나타낸다. 이는 장기간 관점으로 지속적으로 증가하는 수온의 영향(Park *et al*.[2019])과 동해에 존재하는 수괴의 변화가 원인으로 판단된다. 동해는 하계에 4개의 수괴(TSW, NKCW, TMW, ESPW)로 뚜렷이 구분되는데 고온, 고염, 저농도 용존산소를 갖는 대마난류와 저온, 저염, 고농도의 용존산소를 보이는 북한한류가 대표적으로 영향을 미친다(Yoon *et al*.[2006]; Yoon *et al*.[2007]). 다만 북한한류의 수온이 급속히 증가하며 그

에따라 용존산소 농도 또한 감소하므로 이 결과가 하계 용존산소 농도의 표층-저층 차이를 작게 만든 원인이라 판단된다.

4. 결 론

4.1 기본가정 검토 및 상관분석

KOEM 환경측정망(MEN) 동해연안 자료는 전체 정점의 약 96%가 독립성 및 정규분포 가정을 만족하는 것으로 파악되었다. 독립성과 정규분포 가정은 모수적 통계분석 방법론에서 중요한 선행 요소이며, 본 연구는 동해연안 자료 분석에 모수적 검정 방법을 활용할 근거가 된다.

계절에 따른 독립성 검정 가설 기각 비율은 1.0-5.4% 범위로 파악되었으며, 정규분포 적합 검정 채택 비율도 계절에 따라 구분한 결과를 보면, 12-20% 범위를 차지하는 자료가 H_0를 기각하는 것으로 파악되었다. 수온과 용존산소의 상관계수는 약 –0.4 내외로 나타났다. 수온에 따른 포화도 변화 이외의 요인이 관여하는 것으로 판단된다. 이는 동해의 1차 생산력의 주역은 남서부 연안의 용승, 중규모 에디, 비혼합-부상 가설 등이 적용되어 이에 따른 영양염이 용존산소 농도에 영향을 미치는 것으로 판단된다(Yoo and Park[2009]; Kim *et al*.[2007]; Lee and Roh[2013]).

4.2 시간변화 차이 검정

동계와 하계 사이의 수온 차이에서 표층 수온은 모든 지점에서 유의미한 차이가 있었으나, 저층 수온에서는 일부 지점에서 계절 변화에 둔감했다. 반면 용존산소의 동계-하계 차이 검정 결과, 표층과 저층 모두에서 수온보다 높은 비율로 유의미한 차이가 있었다. 5월과 11월(Case 6) 사이의 수온 차이 검정에서는 표층 수온에서는 일부 지점에서 차이가 없었지만, 저층에서는 73개 지점에서 차이가 있었다.

연속된 계절의 변화를 기준으로 했을 때(Case 1-3), 표층 수온은 모든 구간에서 유의미한 차이가 있었으나, 저층 수온은 구간에 따라 결과의 차이가 있었고, 특히, 여름에서 가을로 넘어가는 8월과 11월(Case 3)은 2월-5월, 5월-8월 구간과 비교해 H_0 기각률이 최대 70% 작았다. 용존산소 농도의 계절 평균 차이 검정 결과는 수온과 양상이 달랐으며, 연속된 계절의 표층 수온의 평균차이 검정에서 보인 100%의 H_0 기각률과 비교하여 낮게 나타났다. 특히 2월-5월 및 8월-11월(Case 1, 3)과 5월-8월의 기각률은 최대 50%의 차이를 보였다.

4.3 표층-저층 공간차이 검정 결과

본 연구는 동해연안의 수온과 용존산소 농도에 대한 표층과 저층 간의 공간 차이를 검정하는 데 중점을 두었으며, 계절별로 수온과 용존산소에 대해 총 8개 그룹의 차이검정을 수행하였다. 공간 차이 검정은 성층을 판단하는 중요한 정보로 사용될 수 있다.

수온의 분산차이 검정 결과, H_0 기각률은 2월에 11%로 가장 낮았으며, 8월은 5월과 11월에 비해 상대적으로 감소했다. 용존산소 농도의 분산차이는 대체로 표층-저층 간에 유의미한 차이가 없는 경향을 보였으며, 2, 5, 8, 11월 순서로 분산이 증가했다. 수온의 평균차이 검정 결과, 동계에도 표층-저층 간의 차이가 일부 정점에서 존재했으며, 용존산소는 수온과 비교하여 H_0 기각률이 수온에 비해 약 35-45% 감소했다. 결론적으로, 동해연안의 용존산소 농도변화에는 수온의 영향이 전적으로 작용하지 않는 것으로 추론되며, 장기적인 동해 수온의 증가와 1차 생산력의 주요 원인, 고농도의 용존산소를 지닌 북한한류의 감소가 1차적인 원인으로 작용한다고 판단된다.

5. 제언(활용방안)

본 연구는 어떤 특정 해역, 특정 시기의 변화 양상이 아니라 동해연안 전체에 대한 대표적인 변화 양상에 대한 통계적인 판단(decision)을 목적으로 수행했다. 따라서 본 연구에서 수행된 결과는 다수의 연안 정점 자료를 이용하여 판정한 변화 양상이기 때문에, 동해 연안과 서해, 남해 연안의 비교; 동해 연안과 동해 먼바다, 깊은 바다 또는 동해연안의 어떤 특정 해역과의 특성 비교를 위한 기준으로 활용할 수 있다. 자료는 동계, 하계에만 연 2회 관측되는 항만 환경측정 자료를 제외하는 경우에도, 전체 375지점의 계절 자료가 25년 이상 제공되기 때문에, 계절 규모보다 큰 시간변화 양상 분석으로 제한되지만, 우리나라 전 연안의 장기 변화 양상을 설명할 수 있다. 해역 특성 비교, 수질 항목 상관분석 등에 대한 다양한 분석 또한 기후변화에 대한 연안 환경변화의 추적 관점에서 지속적으로 비교분석이 수행되어야 한다.

후 기

본 연구는 “독도의 지속가능한 이용연구 (PG53502)”, “AI기반 오염원 및 오염과정 판별 프로그램(PM63632)”사업의 지원을 받아 수행되었습니다. 연구비 지원에 감사드립니다. 또한 본 연구에서 사용한 관측 자료를 제공해 준 해양환경공단(KOEM)에도 감사를 드립니다.

References

[1] Bartlett, M.S., 1937, Properties of sufficiency and statistical tests, Proc. R. Soc. Lond. A, 160(901), 268-282.

[2] Bauer, David F., 1972, Constructing confidence sets using rank statistics. J. Am. Stat. Assoc., 67(339), 687-690.

[3] Box, G.E.P., 1953, Non-Normality and Tests on Variances, Biometrika, 40(3-4), 318-335.

[4] Cho, H.Y. and Lee G.S., 2023, Confidence Interval Estimation and Analysis of the Mean Using the KOEM Marine Environment Monitoring Network Data, J. Korean Soc. Mar. Environ. Energy, 26(2), 162-170.

[5] Cho, H.Y., 2021, Normality Test of the Water Quality Monitoring Data in Harbour, J. Korean Soc. Coast. Ocean Eng. 33(2), 53-64.

[6] Cho, H.Y., Jeong W.M. and Back J.D., 2020, Independence and Homogeneity Tests of the Annual Maxima Data used to Estimate the Design Wave Height, J. Korean Soc. Coast. Ocean Eng., 32(1), 26-38.

[7] Cho, H.Y., Lee, K.H., Cho, K.J. and Kim, J. S., 2007, Correlation and hysteresis analysis between air and water temperatures in the coastal zone-Masan Bay. J. Korean Soc. Coast. Ocean Eng., 19(3), 213-221.

[8] Conover, W.J., Johnson, M.E., and Johnson, M.M., 1981, A comparative study of tests for homogeneity of variances, with applications to the outer continental shelf bidding data, Technometrics, 23(4), 351-361.

[9] Edward, J.P., Jayanthi, M., Malleshappa, H., Jeyasanta, K.I., Laju, R.L., Patterson, J., Diraviya Raj, K., Mathews, G" Marimuthu, A.S. and Grimsditch, G, 2021, COV1D-19 lockdown improved the health of coastal environment and enhanced the population of reef-fish, Mar. Pollut. Bull., 165, 112124.

[10] Hollander, M. and Wolfe, D.A., 1973a, The Two-Sample Location Problem, in: Nonparametric Statistical Methods, John Wiley & Sons.,New York, 115-120.

[11] Hollander, M. and Wolfe, D.A., 1973b, The Two-Sample Location Problem, in: Nonparametric Statistical Methods, John Wiley & Sons.,New York, 139-146.

[12] Kim, A.R., Yoon S.H., Jeong M.H., Yoon S.C. and Moon C.H., 2014a, The Influences of Coastal Upwelling on Phytoplankton Community in the Southern Part of East Sea, Korea, J. Korean Soc. Oceanogr., 19(4), 287-301.

[13] Kim, D.S., Kim, K.H., Shim, J.H. and Yoo, S.J., 2007, The Effect of Anticyclonic Eddy on Nutrients and Chlorophyll During Spring and Summer in the Ulleung Basin, East Sea, J. Korean Soc. Oceanogr., 12(4), 280-286.

[14] Kim, J.Y., Han I.S., Ahn J.S. and Park M.H., 2019, Long-term Trend Analysis of Cold Waters along the Eastern Coast of South Korea, J. Korean Soc. Mar. Environ. Saf., 25(5), 581-588.

[15] Kim, S.W., Im, J.W., Yoon, B.S., Jeong, H.D. and Jang, S.H., 2014b, Long-Term Variations of the Sea Surface Temperature in the East Coast of Korea, J. Korean Soc. Mar. Environ. Saf., 20(6), 601-608.

[16] Kim, S.W., Ko W.J., Kim S.S., Jeong H.D. and Yamada K., 2010, Characteristics of Ocean Environment Before and After Coastal Upwelling in the Southeastern Part of Korean Peninsula Using an In-situ and Multi-Satellite Data, J. Korean Soc. Mar. Environ. Saf., 16(4), 345-352.

[17] Kim, Y.H., Son S., Kim, H.C., Kim, B., Park, Y.G., Nam, J. and Ryu, J.S., 2020, Application of satellite remote sensing in monitoring dissolved oxygen variabilities: A case study for coastal waters in Korea, Environ. Int. 134, 105301.

[18] MEIS(Marine Enviromental Information System), 2023, https://www.meis.go.kr/

[19] NIFS(National Institute of Fisheries Science), 2016, https://www.nifs.go.kr/board/actionBoard0023View.do?MENU_ID=M0000122&BBS_ID=20201228024247195XIX&selectPage=14&&COND_SE=BBS_SUBJ_NM&COND_TEXT=%EB%83%89%EC%88%98%EB%8C%80

[20] Kwon, K.Y., Shim J.H. and Shim J.M., 2019, Temporal Variations of Sea Water Environment and Nutrients in the East Coast of Korea in 2013~2017: Sokcho, Jukbyeon and Gampo Coastal Areas, J. Korean Soc. Mar. Environ. Saf., 25(4), 457-467.

[21] Lee, D.S. and Rho, T.K., 2013, Contribution of Nutrient Flux through the Korea Strait to a Primary Production in the Warm Region of the East Sea, J. Korean Soc. Oceanogr., 18(2), 65-69

[22] Lee, H.J. and Nam S.H., 2023, Studies on Changes in the Hydrography and Circulation of the Deep East Sea (Japan Sea) in a Changing Climate: Status and Prospectus, J. Korean Soc. Oceanogr., 28(1), 1-18.

[23] Lee, J.H., Byun S.K., Bang I.K. and Cho C.H., 1995, Physical Structure of Eddies in the Southwestern East Sea, J. Korean Soc. Oceanogr., 30(3), 170-183.

[24] Lee, Y.W., Park M.O. and Kim S.S., 2016, Spatiotemporal Variations of Marine Environmental Characteristics in the Middle East Coast of Korea in 2013-2014, J. Korean Soc. Mar. Environ. Energy, 19(4), 274-285.

[25] Manasrah, R., Raheed, M., and Badran, M.I., 2006, Relationships between water temperature, nutrients and dissolved oxygen in the northern Gulf of Aqaba, Red Sea. Oceanologia, 48(2).

[26] Mavropoulou, A. M., Vervatis, V., and Sofianos, S. 2020, Dissolved oxygen variability in the Mediterranean Sea, J. Mar. Syst., 208, 103348.

[27] Mielke Jr, P.W., 1967, Note on some squared rank tests with existing ties. Technometrics, 9(2), 312-314.

[28] Park, J.J., Park, K.A., Kim, Y.G. and Yun, J.Y., 2016. Water Masses and Their Long-Term Variability, Chapter 3, in: Oceanography of the East Sea (Japan Sea) (Edited by KI Chang et al.), Springer, 59-86.

[29] Park, M.H., Song, J.Y., Han, I.S. and Lee, J.S., 2019, A Study of Long-term Trends of SST in the Korean Seas by Reconstructing Historical Oceanic Data, J. Korean Soc. Mar. Environ. Saf., 25(7), 881-897.

[30] Park, S.S. and Kim, K.H., 2023, Monitoring of Changes in the Dissolved Oxygen Concentration and Phytoplankton Bloom in the Coast of South Korea using COMS and Gaussian Process Regression, J. Korean Soc. Mar. Environ. Energy., 26(1), 57-65.

[31] Post, C.J., Cope, M.P., Gerard, P.D., Masto, N.M., Vine, J.R., tiglitz, R.Y. and Mikhailova, E.A., 2018, Monitoring spatial and temporal variation of dissolved oxygen and water temperature in the Savannah River using a sensor network. Environ. Monit. Assess., 190, 1-14.

[32] R Core Team, R: A language and environment for statistical computing., https://www.R-project.org/.,2023

[33] Rho, T.K., Lee, T.S. and An, S.M., 2016. Dissolved Oxygen and Nutrients, Chapter 6, in: Oceanography of the East Sea (Japan Sea) (Edited by KI Chang et al.), Springer,149-168.

[34] Seo, H.S., Jung Y.H. and Kim D.S., 2018, A Study on the Occurrence of Cold Water Zone and Coastal Upwelling in East Sea coast of Korea, J. Korean Soc. Mar. Environ. Saf., 142-142.

[35] Seong, K.T., Hwang, J.D., Han, I.S., Go, W.J., Seo, Y.S. and Lee, J.Y., 2010, Characteristic for Long-term Trends of Temperature in the Korean Waters, J. Korean Soc. Mar. Environ. Saf., 16(4), 353-360.

[36] Student ,1908, The Probable Error of a Mean, Biometrika, 6(1), 1-25.

[37] Welch, B.L., 1947, The generalization of Student's problem when several different population variances are involved, Biometrika, 34(1-2), 28-35.

[38] Won, J.H. and Lee Y.W., 2015, Spatio-temporal Variations of Marine Environmental Parameters in the South-western Region of the East Sea, J. Korean Soc. Oceanogr., 20(1), 16-28.

[39] Yoo, S.J. and Park, J.S., 2009, Why is the southwest the most productive region of the East Sea/Sea of Japan?, J. Mar. Syst, 78, 301-315.

[40] Yoon, S.C. and Yoon, Y.Y., 2016, Distribution of Nutrients and Chlorophyll a in the Surface Water of the East Sea, J. Korean Soc. Mar. Environ. Energy, 19(2), 87-98.

[41] Yoon, Y.Y., Chong, S.J. and Yoon, C.C., 2006, Variation of physico chemical characteristics of water mass in offshore of the east coast of Korea, J. Korean Soc. Mar. Environ. Eng, 249-256.

[42] Yoon, Y.Y., Jung, S.J. and Yoon, S.C., 2007, Characteristics and long term variation trend of water massin the coastal part of East Sea, Korea. J. Korean Soc. Mar. Environ. Eng, 10(1), 59-65.

Received 11 September 2023
1st Revised 23 October 2023, 2nd Revised 3 January 2024
Accepted 10 January 2024