

# 해양환경 공간분포 패턴 분석을 위한 공간자기상관 적용 연구 - 광양만을 사례 지역으로 -

최현우<sup>1\*</sup> · 김계현<sup>2</sup> · 이철용<sup>2</sup>

## Application of Spatial Autocorrelation for the Spatial Distribution Pattern Analysis of Marine Environment

- Case of Gwangyang Bay -

Hyun-Woo CHOI<sup>1\*</sup> · Kye-Hyun KIM<sup>2</sup> · Chul-Yong LEE<sup>2</sup>

### 요 약

해양환경의 시공간적 분포 패턴을 정량적으로 분석하기 위해 남해 광양만 해양환경 관측 자료를 이용하여 글로벌 및 국지적 공간자기상관 통계를 적용하였다. 연구지역 전체의 해양환경 분포 패턴을 이해하기 위해 Moran's  $I$ , General  $G$ 와 같은 글로벌 공간자기상관 지수를 사용하였으며, 대상 피쳐(feature)와 이웃 피쳐들과의 유사성 정도를 측정하고 hot spot 및 cold spot을 탐지하기 위해 국지적 Moran's  $I$  ( $I_i$ ),  $G_i^*$ 와 같은 LISA(local indicators of spatial association)를 사용하였고, 공간 군집 패턴의 신뢰성은 Z-score를 통한 통계적 유의성 검증을 수행하였다. 공간 통계 결과를 통해 년 중 해양환경 공간분포 패턴의 변화를 정량적으로 알 수 있었는데, 일반 해양수질, 영양염, 클로로필 및 식물플랑크톤은 여름철에 강한 군집 패턴을 보였다. 글로벌 지수에서 강한 군집 패턴을 보였을 때 속성 값의 공간적인 변화가 심한 음적  $I_i$  값을 가지는 전선지역이 탐지되었다. 또한, 글로벌 지수에서 임의적 패턴을 보였을 때 국지적 지수인  $G_i^*$ 에서는 좁은 지역에서 hot spot(또는) cold spot이 탐지되었다. 따라서 글로벌 지수는 연구 지역 전체 군집 패턴의 강도와 시계열적 변화 과정 탐지에, 국지적 지수를 통해서는 hot spot과 cold spot 위치 추적에 유용함을 알 수 있었다. 해양환경 공간분포 패턴과 군집 특성을 정량화는 것은 해양환경을 보다 깊이 이해할 수 있도록 할 뿐 아니라, 패턴의 원인을 찾는 데도 중요한 역할을 할 것이다.

주요어 : 공간적 자기상관, 공간분포 패턴, 정량적 군집 패턴, 해양 환경, 광양만

### ABSTRACT

For quantitative analysis of spatio-temporal distribution pattern on marine environment, spatial autocorrelation statistics on the both global and local aspects was applied to the

2007년 9월 5일 접수 Received on September 5, 2007 / 2007년 11월 12일 심사완료 Accepted on November 12, 2007

1 한국해양연구원 해양자료정보실 Ocean Data and Information Division, Korea Ocean Research & Development Institute

2 인하대학교 지리정보공학과 Department of Geoinformatic Engineering, Inha University

\* 연락처 E-mail : hwchoi@kordi.re.kr

observed data obtained from Gwangyang Bay in South Sea of Korea. Global indexes such as Moran's  $I$  and General  $G$  were used for understanding environmental distribution pattern in the whole study area. LISAs (local indicators of spatial association) such as Moran's  $I_i$  and  $G_i^*$  were considered to find similarity between a target feature and its neighborhood features and to detect hot spot and/or cold spot. Additionally, the significance test on clustered patterns by  $Z$ -scores was carried out. Statistical results showed variations of spatial patterns quantitatively in the whole year. Then all of general water quality, nutrients, chlorophyll- $a$  and phytoplankton had strong clustered pattern in summer. When global indexes showed strong clustered pattern, the front region with a negative  $I_i$  which means a strong spatial variation was observed. Also, when global indexes showed random pattern, hot spot and/or cold spot were/was found in the small local region with a local index  $G_i^*$ . Therefore, global indexes were useful for observing the strength and time series variations of clustered patterns in the whole study area, and local indexes were useful for tracing the location of hot spot and/or cold spot. Quantification of both spatial distribution pattern and clustering characteristics may play an important role to understand marine environment in depth and to find the reasons for spatial pattern.

**KEYWORDS** : *Spatial Autocorrelation, Spatial Distribution Pattern, Quantified Clustering Pattern, Marine Environment, Gwangyang Bay*

## 서론

GIS에서 공간분석(spatial analysis)의 정의와 범위는 다양하며 폭 넓게 적용되고 있다. 김계현(2004)은 GIS 공간분석을 공간데이터베이스 기반의 공간모델링이라 하였으며, 공간분석을 7가지 분류체계(공간자료 변환, 공간자료 일반화, 지형모델링, 공간보간, 중첩분석, 관망분석, 공간모델링)로 정의하였으며, Hanna와 Culpepper (1998)는 이론과 실제 피쳐(feature)들 간의 공간관계를 탐색하는 방법이라고 정의하였다. 또한 Longley와 Batty(2003)는 GIS의 핵심 기능은 분석으로써 지리적, 생물적, 물리적 현상의 공간관계, 패턴 및 프로세스 등을 과학적인 수준에서 탐색 가능하다고 하였다.

어떤 현상이 공간적으로 어떻게 분포되어 있는지 밝히는 공간 패턴을 규명하는 일은 그것의 형성과정과 요인을 밝히기 위한 첫 걸음(국토연구원, 2004)이다. 이러한 GIS 공간분석 과정은 공간정보 구축을 토대로 공간현상 표현, 공간패턴 파악, 공간관계 해석을 통해 공

간문제를 이해한 후, 의사결정에 지식을 제공하는 순으로 발전 단계별로 정의된다(김영표와 임은선, 2003). 공간 패턴의 발견은 데이터 속성의 분포 특성을 보다 잘 이해할 수 있게 하고, 어떤 현상의 모니터링과 서로 다른 피쳐군을 비교할 수 있게 하며, 공간분포의 변화도 추적 가능하게 한다(Mitchell, 2005).

전통적인 통계분석은 비 공간(aspacial) 데이터의 속성을 대상으로 하지만, 공간통계는 속성과 공간을 고려한 통계분석 방법이다. Zhang과 Selinus(1997)은 환경에서 공간 변수를 처리할 때 전통적인 통계기법은 뚜렷한 결과를 제시하겠지만 다음과 같은 결점을 내포하고 있다고 지적하였다. 1) 표본 변수의 공간분포를 고려하지 않는 점, 2) 변수가 임의적(random)이어야 한다는 점, 3) 표본의 크기가 매우 커야 한다는 점과 4) 표본이 독립적이어야 한다는 점 등이다. 하지만 자연환경 변수는 대부분 이러한 조건들을 만족시키지 못하며 통계적인 편파(bias)를 일으켜, 표본의 공간 위치를 고려하지 않고는 전통적인 통계방법으로

공간 문제를 만족스럽게 해결하기 어렵다.

GIS를 이용한 공간 패턴 분석 시 속성 값의 일반화를 위한 통계로 표준점수(Z-score)를 적용하는데, 표준점수는 원 점수(raw score)의 상대적 위치를 알려주는 점수로써 대상 지역의 속성 값을 연구 지역 전체 평균값과 비교하여 서로 다른 시기나 요인의 분포 파악에 용이하다. 이러한 표준점수를 도시 공간구조 분포패턴 변천 과정의 분석(김홍관, 2006)과 개발지역의 개발 가능성 평가(김창환 등, 2006)에 활용하여 GIS 공간패턴 분석을 수행하기도 하였다. 일반적으로 해양환경에서 생물이 분포하는 지역특성을 구분하고자 할 때, 조사된 생물자료를 비공간 자료로 보고 계층적 군집분석(hierarchical cluster analysis)을 수행하여 유사도 지수를 구한 후 지수를 그룹화하게 된다(최진우 등, 2003). 광양만의 물리, 화학적 환경요인들과 해양생물 자료에 대해 대상물 쌍 간에 유사성을 측정하여 대상물의 근접성을 측정하는 다차원 척도법(multidimensional scaling)으로 지역분석을 수행하기도 하였다(장풍국 등, 2005).

일반적인 통계기법의 상관계수(correlation coefficient)는 두 변수 사이에 존재하는 관계의 성격과 정도에 대한 정보를 제공하지만, 공간자기상관은 두 변수간의 관계가 아니라 하나의 변수가 가지는 여러 관측 값들 사이에 존재하는 관계를 말하는 것으로 일반적인 상관계수와는 다르다(김광구, 2003). 이러한 전통적인 통계로는 해결하지 못하는 문제에 대해 공간자기상관(spatial autocorrelation) 통계는 표본의 속성과 공간적 위치를 함께 고려하여 공간 패턴을 정량적으로 분석할 수 있도록 하는데, 연구지역 전체의 패턴을 하나의 수치로 규명하는 글로벌(global) 공간자기상관법과 전체 지역에 포함된 일부 지역 특성을 규명하는 국지적(local) 공간자기상관법이 있다.

이러한 공간자기상관법을 적용한 연구로는, 최근 국내의 사회과학 분야에서 도시 공간 및 산업구조 분석 연구(김영 등, 2004; 변병설, 2004; 정준호와 김선배, 2005)와, 자연환경분야

에서 산림의 공간분포 연구(최형순 등, 2004; 홍경락 등, 2004) 및 생물종의 공간분포 연구(허만규 등, 2000) 등이 있다. 해양 분야의 국외 연구 사례로는 연안의 대형 갈조류 집단 폐사 원인을 규명하기 위한 공간 패턴분석 연구(Cole와 Syms, 1999)와 해안에서 바다거북의 시공간적인 서식 행동패턴 연구(Weishampel 등, 2003), 남극에서 크릴새우, 크릴 포식동물 및 크릴 어업의 분포 규모 특성을 규명한 연구(Reid 등, 2004) 등이 있다.

본 연구에서는 해양환경의 시공간적 패턴을 정량적으로 탐지해내기 위해 남해 광양만을 실험적 연구 대상으로 해양관측 자료를 이용하여, 글로벌 및 국지적 공간자기상관 통계를 적용하였다. 관측 자료의 공간 분포도를 통한 가시적 분석이나 비공간 자료에 대한 전통적인 통계기법에서 발견하기 어려운 패턴을 찾아 해양환경 분포 특성을 정량적으로 제시하고자 하였다. 또한 공간자기상관 통계의 적용 연구를 통해 해양환경을 대상으로 하는 공간통계분석 시 고려해야 하거나 발생할 수 있는 문제점을 도출하여, 공간통계 분석의 효과적인 적용방안도 검토하였다.

## 연구 자료 및 방법

### 1. 연구 자료

연구지역은 특별관리 해역으로 지정된 남해의 광양만을 대상으로 하였으며(그림 1), 한국해양연구원에서 2002년 2월부터 12월까지 격월로 관측한 표층의 일반 해양수질(수온, 염분, DO, pH, 클로로필 $a$ )과 영양염(질산염, 규산염, 인산염) 및 식물플랑크톤 현존량 자료를 이용하였다(한국해양연구원, 2003). 이러한 관측 자료를 점(point) 피쳐로 제작하고 공간통계 분석을 수행하기 위해 ArcGIS(ESRI<sup>TM</sup>) 소프트웨어를 사용하였으며, ArcGIS의 spatial statistics tools에서 제공하는 패턴 분석과 군집 매핑 기능을 이용하여 글로벌과 국지적 공간자기상관성을 측정하였다.

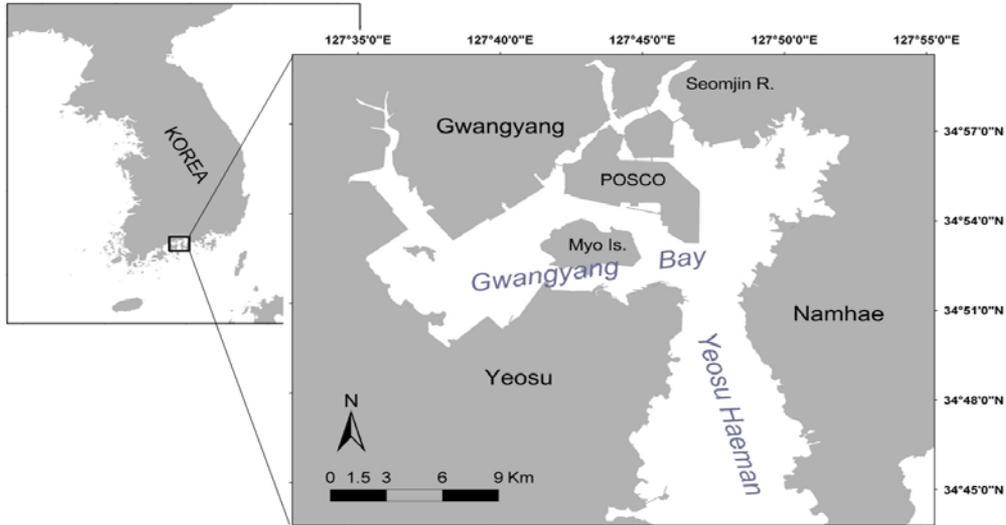


FIGURE 1. Study area, Gwangyang bay in Korea

## 2. 연구 방법

이웃한 피쳐들의 유사성을 측정하기 위한 통계치로 대상 피쳐와 이웃 피쳐 쌍들의 속성치를 전체 자료 집합(dataset)의 평균치와 비교한 Moran's  $I$  (Moran, 1948)와 이웃 피쳐들 간의 속성 값의 차이를 사용한 Geary's  $C$  (Geary, 1954; Cliff과 Ord, 1973)가 있으며, 이 방법들은 이웃 피쳐들 간의 속성 차이가 전체 피쳐들 간의 차이보다 작으면 유사한 속성 값들의 공간적 군집 패턴을 나타내지만 군집을 이루는 속성 값들이 낮은지 높은지는 알 수 없다. Getis와 Ord(1992)는 General  $G$  통계와 함께 공간 자료의 국지적 패턴을 연구하기 위해  $G_i$ 와  $G_i^*$ 를 개발하였고, Ord와 Getis(1995)는 이 두 통계에 내포된 이론과 수학적 의미를 제시하였으며 AIDS 확산 연구를 통해 보다 확대 해석하여 적용하였다. Anselin(1995)은 국지적 Moran's  $I$  ( $I_i$ )와 국지적 Geary's  $C$  ( $C_i$ )에 대한 논의를 통해 지역 공간통계의 기본 개념을 제시하고 아프리카 국경분쟁 연구의 관점에서  $I_i$ 와  $G_i^*$ 를 비교하였다. General  $G$ 의 결과로 속성 값이 높거나 낮은 군집을 알

수 있으나 높고 낮은 속성의 군집을 함께 나타낼 수는 없는 단점을 지니지만,  $G_i$ 와  $G_i^*$ 의 결과로는 글로벌 통계에서는 발견할 수 없는 크고 작은 값의 국지적 군집 패턴을 찾을 수 있게 된다.

본 연구에서는 글로벌 규모에서 Moran's  $I$ 와 General  $G$  통계를 사용하였고, 국지적 규모에서는 국지적 Moran's  $I$ 인  $I_i$ 와  $G_i^*$  통계를 사용하였다. 먼저, 글로벌 Moran's  $I$ 는 다음과 같은 식으로 표현되며 그 특징은 다음과 같다.

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

여기서  $n$ 은 관측 지점 수이며,  $\bar{x}$ 는 연구지역 전체 피쳐 속성들의 평균값이다.  $W_{ij}$ 는 공간자기상관을 통계하기 위한 공간 가중치 행렬로 공간 단위인 피쳐  $i, j$ 가 서로 인접하면 가중치 1을, 인접하지 않으면 0을 부여하는 이진 가중(binary weighted) 방법과 피쳐 간의 거리가 멀어질수록 서로 간의 공간 관계를 약화시

키는 역거리 가중(inverse distance weighting) 방법이 있다.

한 관측 지점으로부터 가장 이웃한 거리에 있는 점까지의 거리 중 가장 먼 거리는 약 4.7km(그림 2의 b)이다. 따라서 공간자기상관 계산 시 이웃(neighborhood)한 점 피쳐 수가 하나 이상 포함되도록 임계거리(critical distance)를 5km로 설정하여 이진 가중치 부여 방법을 사용하였으며, 피쳐 간의 거리는 그림 2와 같이 유클리드 거리(euclidean distance)로 측정하였다.

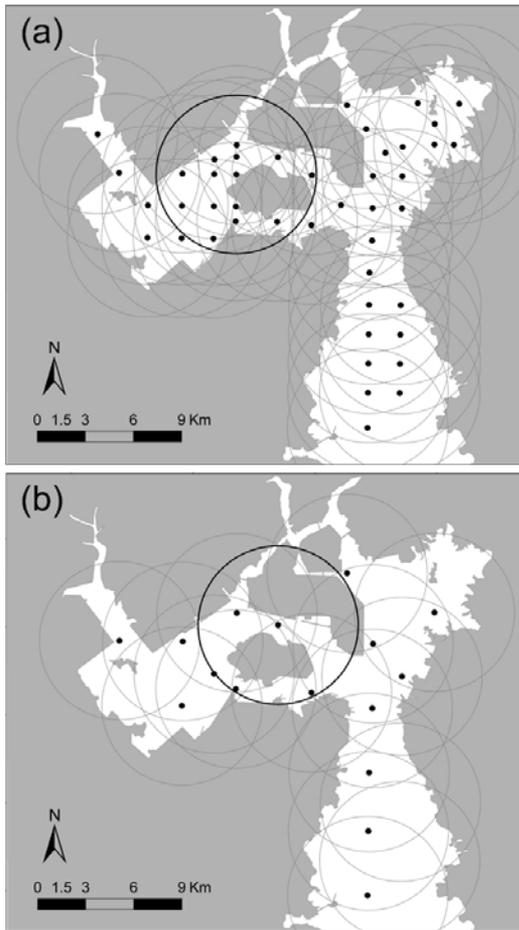


FIGURE 2. Neighborhood features of defined 5km distance from target features. (a) temperature, salinity and DO (b) pH, nutrients, chlorophyll-*a* and phytoplankton

글로벌 Moran's *I* 값의 범위는 -1부터 +1 까지이며, 0은 인접 피쳐와의 공분산이 0이 되어 공간자기상관이 없게 되는 임의적(random) 패턴을 의미한다. 0보다 크면 인접 피쳐와의 속성이 유사하여 양적(positive) 공간자기상관인 군집(clustered) 패턴을, 0보다 작으면 크고 작은 값들이 서로 섞여 있는 음적(negative) 공간자기상관인 분산(dispersed) 패턴을 의미한다.

글로벌 공간자기상관 지수인 General *G*의 통계 식 및 특성은 다음과 같다.

$$G(d) = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i \cdot x_j)}{\sum_i \sum_j (x_i \cdot x_j)}$$

위 식의 분자 항은 각 피쳐 쌍 간의 값을 곱한 후 거리 가중치를 곱한 총합이며, 분모 항은 거리에 무관하게 연구 지역 전체 피쳐 쌍들 간의 곱을 합한 값이다. 이 통계는 글로벌 Moran's *I* 처럼 연구 지역 전체에 대한 군집 특성을 하나의 통계치로 나타내기 때문에 군집 지역이 어디인지는 알 수 없지만, 연구 지역 전체에서의 군집이 높은 값(hot spot)인지 낮은 값(cold spot)인지를 알 수 있게 해 준다.

국지적 공간자기상관은 공간관계의 국지적 패턴을 찾는 측정법으로, 본 연구에서는 국지적 Moran's *I*인  $I_i$ 와  $G_i^*$  통계를 사용하였으며, 먼저  $I_i$ 의 통계 식 및 특징은 다음과 같다.

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{s^2} \cdot \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x})$$

$I_i$ 는 주어진 거리 범위 내에 있는 이웃 피쳐들과 연구 지역 전체 피쳐들의 평균과의 차이를 거리 가중치로 곱한 합을 구하고, 이를 대상 피쳐와 전체 평균과의 차이 값과 곱한 후 분산( $s^2$ )으로 나누어 준다.  $I_i$ 가 0이면 공간자기상관성이 없는 것이며 0보다 크면 양적 공간자기상관으로 군집 패턴을, 0보다 작으면 음적 공간자기상관으로 이웃 피쳐들의 속성이 다른

분산 패턴을 가지게 된다. 이것은 이웃 피쳐들의 군집 속성이 높은 값인지 또는 낮은 값인지는 알 수 없지만, 군집 지역의 위치가 어디인지를 알 수 있게 해 준다.

국지적  $G$  통계(Getis와 Ord, 1992)인  $G_i$ 와  $G_i^*$ 는 아래와 같은 식을 사용하지만, 계산 시  $G_i$ 는 대상 피쳐를 제외( $j \neq i$ )시키는 반면  $G_i^*$ 는 대상 피쳐를 포함( $j = i$ ) 시킨다. 대상 피쳐  $i$ 에 대해 주어진 거리  $d$  범위 내에서의  $G_i^*$ 는 다음과 같이 계산된다.

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_j w_{ij}(d) x_j}{\sum_j x_j}$$

거리  $d$  내의 이웃한 피쳐들과 거리 가중치를 곱한 합을 구하고, 이를 연구지역 전체의 이웃한 모든 피쳐들의 합으로 나누어 준다.  $G_i^*$ 가 0에 근접하게 되면 대상 피쳐 주위의 피쳐 값들이 전체 지역의 평균에 가깝거나 높고 낮은 값들이 혼합되어 있을 때이며,  $G_i^*$ 가 낮은 값이면 주위 피쳐들이 낮은 값의 군집을,  $G_i^*$ 가 높은 값이면 주위 피쳐들이 높은 값의 군집을 이루고 있을 때이다. 따라서  $G_i^*$ 는 군집을 이루는 속성 값의 hot spot과 cold spot을 알 수 있게 해 준다.

공간자기상관 지수들과 더불어 속성값의 공간분포 현황을 함께 파악하기 위해 관측정점 자료를 GIS 포인트 데이터로 만든 후, 역거리가중(IDW) 공간 보간법을 사용하여 레스터 데이터로 제작하였다.

## 결과 및 고찰

### 1. Global Spatial Autocorrelation

글로벌 규모인 Moran's  $I$ 와 General  $G$  공간자기상관 방법을 이용해 광양만 해양환경자료의 분포 패턴을 계산하였다. 이 두 통계치는 연구지역 전역에 대한 하나의 통계치로 군집 유무를 나타내는데, Moran's  $I$ 는 유사한 값들

이 몰려 있는 군집 또는 분산된 패턴을 보여 주지만 값의 크고 작음을 보여주지 않는다. 군집된 값이 크거나 작음은 General  $G$ 를 통해 알 수 있지만, 이 역시 군집이 어디에서 발생했는지는 알 수가 없게 된다.

Moran's  $I$ 의  $Z$ -score( $Z_I$ )는 관측치인  $I_o$ 에서 기대치인  $I_E$ 를 뺀 후, 기대분포의 표준편차로 나눈 값이다. 연구지역 내 관측자료 수( $n$ )가 많을수록  $I_E$ 는 0에 근접하게 된다. 이러한  $Z$ -score가 양수이면 군집을, 음수이면 분산 패턴을 나타내는데 그 값이 1.65, 1.96, 2.57 이상이면 각각 유의수준 0.1, 0.05, 0.01에서 군집이 우연히 생성되지 않았음을 의미하게 된다.

$$Z_I = \frac{I_o - I_E}{SD_{I_E}}, \quad I_E = \frac{-1}{n-1}$$

2002년 겨울로 관측한 표층의 무기적 환경의 일반 해양수질, 영양염, 클로로필 및 식물플랑크톤 자료에 대한 Moran's  $I$ 와  $Z$ -score를 통한 신뢰구간에 따른 유의성 검증 결과는 표 1과 같다. 계절적 변화가 있기는 하지만 Moran's  $I$ 의 년 중 평균을 보면 연구지역 전체를 대상으로 한 글로벌 규모에서 전반적으로 수온, 염분, DO, pH 및 식물플랑크톤이 군집 패턴을 보이는 반면, 클로로필과 영양염은 임의적 분포 패턴을 보였다. 또한 시기별로는 일반 수질이 6월을 제외하고 전반적으로 강한 군집패턴을 보였고, 영양염이 8월과 12월에, 클로로필과 식물플랑크톤이 여름철(6월, 8월)에 군집 패턴을 보였다.  $Z$ -score는 수온, 염분, DO가 전반적으로 높는데 이는 다른 항목들에 비해 관측자료 수가 많아 유의성이 좋은 것으로 해석된다.

동일 자료를 사용하여 General  $G(d)$ 를 구하고, Moran's  $I$ 의  $Z$ -score를 구하는 방법과 같이 관측치에서 기대치를 뺀 후 표준편차로 나눈  $Z$ -score인  $Z_{G(d)}$ 를 구한 결과는 표 2와 같다.

$$Z_{G(d)} = \frac{G(d)_o - G(d)_E}{SD_{G(d)}}, \quad G_E(d) = \frac{W}{n(n-1)}$$

TABLE 1. Moran's  $I$  results and its significant level

	Items	n	Feb	Apr	Jun	Aug	Oct	Dec	Mean
General water quality	Temperature	45	***0.31	***0.22	***0.14	***0.19	***0.37	***0.43	0.28
	Salinity	45	***0.61	***0.15	**0.10	***0.59	***0.57	***0.25	0.38
	DO	※45	**0.33	***0.51	***0.16	***0.09	***0.38	0.06	0.25
	pH	16	***0.65	0.05	*0.22	**0.34	**0.31	0.15	0.29
	Mean		0.48	0.23	0.15	0.30	0.41	0.22	
Nutrient	Chlorophyll $a$	16	-0.14	-0.19	0.16	***0.56	-0.04	-0.02	0.06
	Silicate	16	*0.05	-0.02	0.09	***0.49	**0.33	*0.21	0.19
	Nitrate	16	*0.05	-0.12	0.07	0.11	***0.37	**0.30	0.13
	Phosphate	16	-0.03	-0.15	-0.09	***0.41	-0.04	*0.27	0.06
	Mean		0.02	-0.10	0.02	0.34	0.22	0.26	
Phytoplankton	16	*0.12	-0.09	***0.84	***0.40	0.10	0.05	0.24	

Z-score :  $2.57 \leq$  \*\*\*,  $1.96 \leq$  \*\*,  $1.65 \leq$  \*

n : number of data, ※ DO: Feb(18), Aug(23)

TABLE 2. General  $G$  results and its Z-score: Z-score ( $G$  value)

Items	Feb	Apr	Jun	Aug	Oct	Dec
Temperature	*-3.20(0.20)	1.08(0.21)	0.21(0.21)	-1.02(0.21)	0.07(0.22)	0.40(0.22)
Salinity	-0.15(0.21)	0.47(0.21)	0.98(0.21)	-0.93(0.21)	-0.65(0.21)	0.19(0.22)
DO	-1.28(0.19)	*2.09(0.22)	*3.21(0.22)	*3.09(0.45)	*1.96(0.22)	-1.00(0.21)
pH	1.52(0.20)	-0.31(0.21)	0.13(0.21)	1.31(0.21)	1.40(0.21)	0.63(0.21)
Silicate	0.14(0.22)	-0.03(0.21)	-1.13(0.18)	0.52(0.23)	*2.16(0.23)	-0.51(0.20)
Nitrate	0.44(0.26)	-0.40(0.19)	-0.78(0.16)	-0.01(0.21)	*2.65(0.25)	-0.18(0.21)
Phosphate	-0.14(0.21)	0.11(0.21)	1.14(0.23)	0.48(0.22)	-0.56(0.19)	*1.83(0.22)
Chlorophyll- $a$	0.88(0.24)	0.34(0.22)	-0.17(0.20)	*2.63(0.33)	-0.58(0.19)	-0.43(0.19)
Phytoplankton	*2.15(0.24)	-0.57(0.17)	*3.44(0.30)	1.63(0.29)	*3.00(0.54)	0.68(0.23)

Z-score : \*  $\leq -1.65, \geq 1.65$

일반적으로 General  $G$  값이 크면 높은 값들이 서로 모여 있음을 알 수 있지만, 이는 상대적인 측정치로 사실상 크거나 작은  $G$  값의 의미는 알 수 없는 것이다(Mitchell, 2005). 따라서 주어진 거리내의 값들이 임의적인 분포라는 가정 하에 관측치( $G_O$ )를 기대치( $G_E$ )와 비교하여 유의하게 크거나 작을 때  $G$  값의 의미

를 정의할 수 있다.  $G_O$ 가  $G_E$ 보다 크면 높은 값들이 모여 있는 군집 패턴을, 작으면 낮은 값들이 모여 있는 군집 패턴을 보인다고 해석할 수 있다. 표 2의 결과에 의하면, Z-score가 1.65보다 큰 90% 신뢰구간에서 DO는 4월부터 10월까지, 클로로필은 8월에, 규산염과 질산염은 10월에, 인산염은 12월에, 식물플랑크톤은

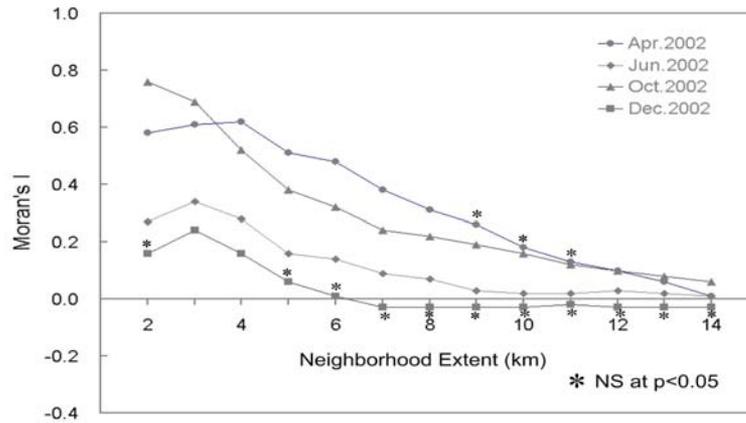


FIGURE 3. Correlogram with Moran's I comparing Dissolved Oxygen in different months (\* indicates not significant at confidence level 0.05)

2월, 6월, 10월에 각각 높은 값들이 밀집된 군집을 이루는 반면, 2월의 수온은 Z-score가 -1.65보다 작은 90% 신뢰구간에서 낮은 값들이 밀집된 군집을 이루었다. 대체로 연 중 수온, DO, pH, 인산염 및 식물플랑크톤은 높은 값의 군집 패턴을 보이는 반면, 질산염은 낮은 값의 군집 패턴을 보였다.

대상 피처에 대한 이웃 피처의 대상 범위를 공간 영역의 확장에 따른 군집 특성을 살펴보기 위해 DO(4월, 6월, 10월, 12월)를 대상으로 각 확장 거리별(2km ~ 14km) Moran's I를 구하고 공간거리에 따른 상관도(correlogram)를 제작하였다(그림 3). 결과에 의하면 4월과 10월에는 약 10km 범위까지도 강한 군집 패턴을 보인 반면, 6월과 12월에는 약 4km를 넘어서는 공간자기상관성이 없는 임의적 패턴을 보였다. 이웃의 범위를 확장함에 따라 Moran's I의 값이 작아지는데 0 또는 음수에 접근하는 것은 “모든 것은 다른 모든 것들과 관련되어 있지만, 가까운 것이 멀리 있는 것보다 더 관련되어 있다.”는 지리학의 제 1 법칙(Tobler, 1970)과 같이 속성 값의 분포가 공간에 종속적이라는 개념을 표현한 공간자기상관성을 잘 보여주고 있다.

## 2. Local Spatial Autocorrelation

Anselin(1995)은 글로벌 지수를 지역적으로 세분화한 국지적 공간자기상관(LISA) 측정 방법을 제시하였는데, 이는 공간자기상관의 국지적 변이를 고려한 지표로 연구지역내 어느 특정 지역에서 속성의 동질성을 가지는 hot spot을 발견할 수 있다. 국지적 Moran's I 측정법인  $I_i$ 는 LISA의 대표적인 측정법으로 대상 피처(target feature)와 이웃 피처들 간의 속성의 유사성 정도를 측정하게 된다.

군집 패턴을 보다 유의성 있게 해석하기 위해서는  $I_i$ 와 더불어  $I_i$ 의 Z-score인  $Z(I_i)$  및 속성 값 자체의 분포도를 함께 검토해야 한다. 왜냐하면  $I_i$  결과로는 유사한 값들이 어디에 몰려 군집을 이루는지를,  $Z(I_i)$ 로는 군집이 통계적으로 유의한지를 알 수 있으며, 속성 값의 가시적 분포도는 군집을 이루는 속성이 높은 값인지 낮은 값인지를 판단할 수 있게 하기 때문이다.  $Z(I_i)$ 는 글로벌 지수에서 구하는 방법과 같이 관측치에서 기대치를 뺀 후 표준편차로 나눈 값으로 대상 피처와 이웃 피처들 간의 유사성이 우연히 이루어진 것이 아니라는 가능성에 대한 통계치이다. 기대치  $E(I_i)$ 의  $W_{ij}$ 는 binary weighting인 경우 이웃한 각 피

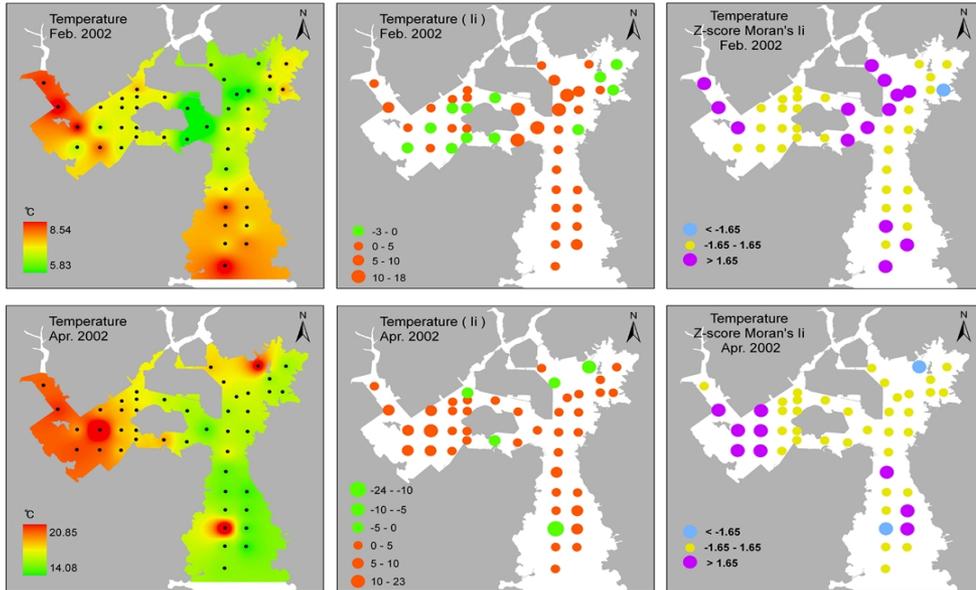


FIGURE 4. Spatial distributions of temperature, local Moran's  $I(i)$  and its Z-score in February and April, 2002

처에 대한 값이 1이므로 결국 미리 정한 임계 거리 범위 내의 이웃 피쳐 수가 된다.

$$Z(I_i) = \frac{I_i - E(I_i)}{SD(I_i)}, \quad E(I_i) = \frac{-\sum_j w_{ij}}{n-1}$$

$I_i$  결과를 통해서 이웃 피쳐들의 속성값에 대한 동질성 여부를 판단할 수 있다.  $Z(I_i)$ 를 통해서는 군집의 유의성을 알 수 있는데,  $I_i$  결과 해석처럼 값이 높은 양의 값일 때는 인접한 피쳐들 값이 유사하며 높은 음의 값일 때는 이질적임을 나타낸다.

그림 4는 2월과 4월의 수온자료에 대해 속성 값의 공간 분포도와 함께,  $I_i$ 와  $Z(I_i)$  결과를 표현한 것이다.  $I_i$ 와  $Z(I_i)$  계산에 의하면 2월에는 광양만 내측인 서부 지역에서 이웃 피쳐들과의 상대적인 속성 값의 차이가 크고, 섬진강 하구역과 POSCO 주변해역에서는 90% 신뢰구간에서 통계적으로 유의한 강한 동질성을 나타냈다. 4월에는 섬진강 하구역과 일부 지역

에서 이질성을 보인 반면 2월과는 다르게 광양만 내측에서 유의성 있는 강한 동질성을 보였다. 각 관측 점의 포인트 자료를 IDW 공간 추정법으로 제작한 속성 값의 분포도를 통해서 전체 연구 지역에서의 공간 변화 양상을 가시적으로 파악할 수 있는데, 2월에는 수온이 낮은 지역에서, 4월에는 수온이 높은 지역에서 속성의 강한 동질성을 나타냈다.

또한, 수온의 글로벌 지수와 함께 비교해 보면 Moran's  $I$ 가 2월과 4월에 0.31, 0.22로 다소 강하게 나타났지만, General  $G$ 의 Z-score는 2월에 낮은 값의 군집을 의미하는 음수를, 4월에는 높은 값의 군집을 의미하는 양수를 보였다(표 1, 표 2).

그림 5는 동일 시기인 8월에 측정된 염분과 식물플랑크톤 현존량 자료에 대한 속성 값의 공간 분포도와,  $I_i$ 와  $Z(I_i)$  측정 결과이다. 염분과 식물플랑크톤의 속성 값의 공간 분포도에 의하면 광양만 내측 지역과 섬진강 하구역이 속성이 유사한 군집을 이루고, 그 외의 지역도

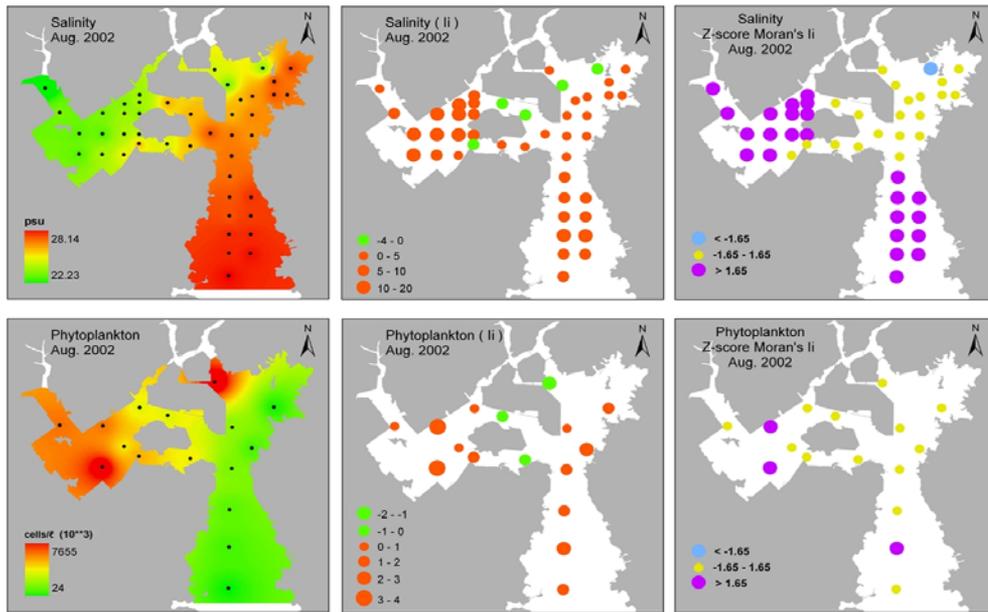


FIGURE 5. Spatial distributions of salinity and phytoplankton(standing crops), local Moran's  $I_i$  and its Z-score in August, 2002

속성의 크기가 다른 유사한 군집을 이루고 있음을 알 수 있다. 이들 자료에 대한  $I_i$  결과 값은 속성 값의 크고 작음에 관계없이 이웃 피쳐들과의 속성이 유사한 지역은 0보다 크게, 속성 값의 공간적 변화가 심한 경계 지역에서는 0보다 작게 나타났다. 이런 경우 음수 값의  $I_i$ 는 연구지역내에서 발생한 염분과 플랑크톤의 수평적인 전선(front) 지역을 나타내 준다. 속성 값이 크거나 작은 군집을 보이는  $I_i$ 에 대해 광양만 내측 지역과 여수해만 지역이 통계적 유의성( $p < 0.1$ )이 있는 속성의 동질성이 강한 것으로 나타났다. 또한, 표 1과 표 2에 의하면, 염분과 식물플랑크톤의 글로벌 Moran's  $I$ 가 각각 0.59, 0.40으로 모두 강한 군집 패턴을 시사 하였지만, General  $G$ 의 Z-score는 염분이 음의 값, 식물플랑크톤이 양의 값을 보여 염분은 낮은 값의 군집으로, 식물플랑크톤은 높은 값의 군집으로 공간 패턴이 형성되었음을 나타내었다.

그림 6은 8월에 관측한 영양염 중 인산염과 규산염의 공간 분포도,  $I_i$ 와  $Z(I_i)$  측정 결과이

다. 공간 분포도에 의하면 인산염이 광양만 내측 지역과 섬진강 하구 역이 낮은 값으로 분포되어 있고 여수해만 해역이 상대적으로 높은 값으로 분포되어 있으며, 규산염은 섬진강 하구 및 주변 해역이 높은 값으로 분포되어 있다. 이러한 분포 특성은 규산염의 원천이 암석 기원으로 육상에서 해양으로 유입되는 강물에 의해 주로 제공되며, 인산염은 주로 인위적인 공업단지에 의해 해양으로 제공되는 현상을 보여준다(장풍국 등, 2005).

인산염의  $I_i$  결과에 의하면 섬진강 하구 지역을 제외하고는 전체 지역에서 양의 값을 보여 이웃 피쳐들과의 속성이 유사하게 나타났으며, 통계적 유의성( $p < 0.1$ )이 있는 지역은 광양만 내만 북측 일부 지역과 여수해만지역에서 나타났다. 규산염은 여수해만 지역을 제외하고는 전체 지역에서 양의 값을 보여 이웃 피쳐들과의 속성이 유사하게 나타났으며, 통계적 유의성( $p < 0.1$ )이 있는 지역은 내만 지역과 섬진강 하구지역에서 나타났다. 표 1과 표 2에 의하면,

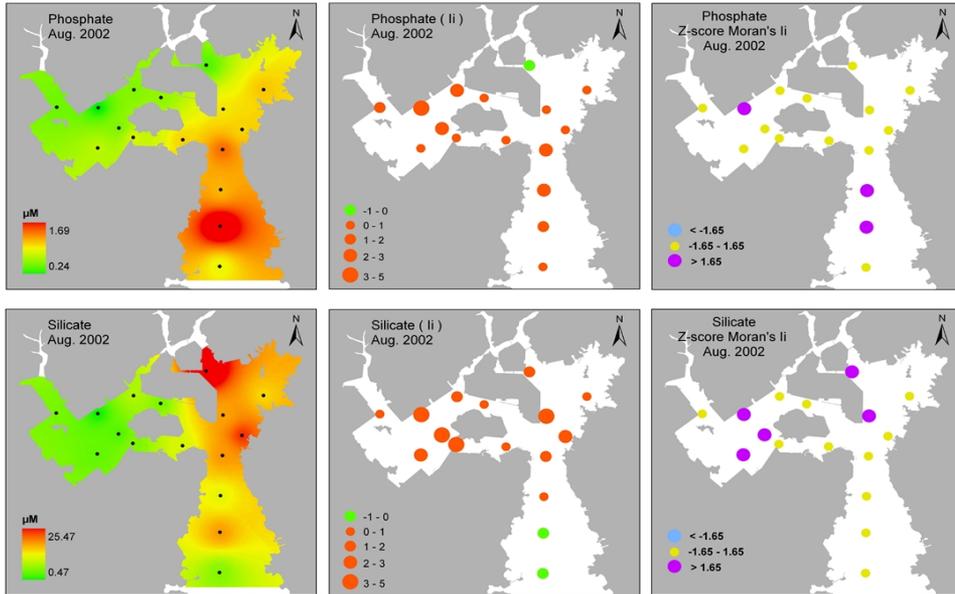


FIGURE 6. Spatial distributions of phosphate and silicate in sea water, local Moran's  $I(I_i)$  and its Z-score in August, 2002

인산염과 규산염의 글로벌 Moran's  $I$ 가 각각 0.41, 0.49, General  $G$ 의 Z-score가 각각 0.48, 0.52로 모두 높은 값의 군집패턴을 보였다.

지금까지 글로벌 공간자기상관 지수인 Moran's  $I$ 와 General  $G$ , 그리고 국지적 지수인  $I_i$ 를 이용한 광양만 해양환경의 공간분포패턴을 정의해 보았다. 하지만 이 지수들을 통해서 연구해역 내에서 국지적인 군집을 탐색해내기 어렵다. 따라서 국지적 공간자기상관 지수인  $G_i^*$ 를 이용해 군집의 hot spot과 cold spot을 탐색하고자 하였다.  $G_i^*$ 를 이용한 군집 패턴을 보다 유의성 있게 해석하기 위해서는 위의 방법들과 같이  $G_i^*$ 의 Z-score인  $Z(G_i^*)$ 를 구해야 하는데, 이 역시 관측치에서 기대치를 뺀 후 표준편차로 나누게 되는데 기대치  $E(G_i^*)$ 의  $W_{ij}(d)$ 는 binary weighting을 1로 임계거리 범위 내의 이웃 피쳐 수가 된다.

$$Z(G_i^*) = \frac{G_i^* - E(G_i^*)}{SD(G_i^*)}, \quad E(G_i^*) = \frac{\sum_j w_{ij}(d)}{n-1}$$

높은 값의  $G_i^*$ 는 높은 값을 가진 주위 피쳐들이 몰려있는 것이고, 낮은 값의  $G_i^*$ 는 낮은 값의 피쳐들이 모여 있는 것이다. 0에 근접하는  $G_i^*$ 는 주위에 높거나 낮은 값을 가진 유사한 피쳐들이 몰려있지 않음을 나타낸다. Ord와 Getis(1995)는 이러한  $G_i^*$ 를 보다 발전시킨 개념으로  $G_i^*$ 와 Z-score를 결합한 하나의 측정치로 개발하였는데,  $Z(G_i^*)$ 를  $G_i^*$ 의 결과로 해석하였다. 이를 통해 높은 값의  $G_i^*$ 는 통계적으로 유의성 있는 높은 값의 군집을, 낮은 값의  $G_i^*$ 는 유의성 있는 낮은 값의 군집을 나타내었다. 이러한  $G_i^*$ 를 통해 hot spot과 cold spot을 발견할 수 있으며, 대상 피쳐가 군집에 미치는 영향을 알고자할 때도 유용하게 이용할 수 있다.

$I_i$ 와  $G_i^*$ 를 자료의 공간분포도와 함께 분석에 사용하기도 하였는데, Premo(2004)는 고고학적 건축물의 공간분포 패턴 분석을 통해 과거 건축물 건설 중단에 대한 인위적인 원인과 자연 환경적인 원인을 추적하는데 이 두 지수

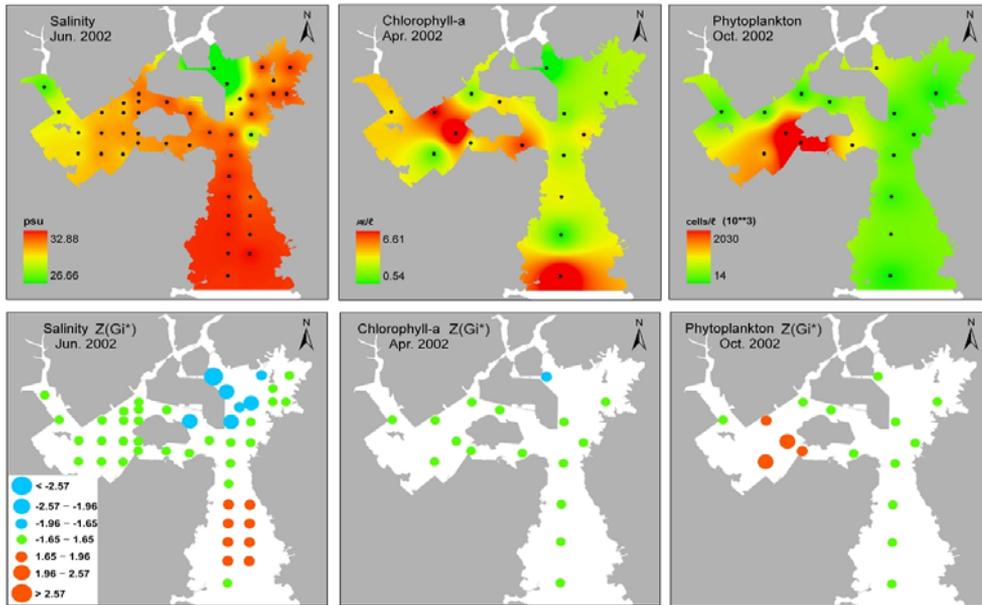


FIGURE 7. Spatial distributions and Z-score of  $G_i^*$  for salinity(June), chlorophyll- $a$  (April) and phytoplankton standing crops(October) in 2002

를 사용하였다. 본 연구에서는 염분(6월), 클로로필(4월), 식물플랑크톤(10월) 자료에 대해 그림 7과 같이 공간 분포도와 함께  $Z(G_i^*)$ 를 구해 공간 패턴을 분석하였다. 앞에서의 결과인 글로벌 Moran's  $I$ 에 의하면 염분 0.10, 클로로필 -0.19, 식물플랑크톤 0.10으로 염분과 식물플랑크톤은 공간자기상관이 없는 임의적 패턴을, 클로로필은 약한 분산적 패턴을 보이는 것으로 해석 되었다. 글로벌 공간자기상관 측정에서 군집 패턴을 보이지 않았던 이러한 3가지 자료에 대한 국지적 규모의  $Z(G_i^*)$ 를 계산한 결과, 염분의 경우 섬진강 하구 역에서 저염의 강한 군집을 보이는 cold spot과 외해의 고염이 들어오는 여수해만 해역에서 고염의 hot spot이 나타났다. 한편 클로로필은 섬진강 하구 역의 한 정점에서만 cold spot이 나타났고, 식물플랑크톤의 현존량은 광양만 내측에서만 hot spot이 나타났다. 이것은 강한 글로벌 패턴이 존재할 때 연구 지역 전반에 걸쳐 속성이 크고 작은 지역이 공간적으로 큰 집단으

로 분리되기 때문에 국지적 군집 패턴이 분명치 않게 된다. 반면, 글로벌 패턴이 없을 때는 속성이 크고 작은 지역이 산재해 있어 좁은 지역의 hot spot 이나 cold spot이 존재할 가능성이 높게 된다. 따라서  $G_i^*$  통계가 국지적 군집 특성을 모니터링하는데 유용하며(Ord와 Getis, 1995), 광양만의 사례 연구에서와 같이 수질의 특성이 다른 섬진강의 유입과 공단지역 배출수의 영향을 받는 식물플랑크톤의 공간적 군집특성을 파악하는데 유용함을 알 수 있었다.

이상의 공간통계기법을 적용하여 광양만의 해양환경 공간분포 패턴을 분석 하였으나, 2002년 한 해의 일부 환경자료만을 대상으로 한 결과이므로 광양만의 해양 수질환경 분포 특성을 단정 지어 판단할 수는 없다. 왜냐하면 연구지역은 광양만으로 유입되는 섬진강 담수는 낮은 수온, 염분과 pH, 높은 영양염 농도 특성을 보이고, 여름철과 겨울철에 따라 해역에 미치는 공간 범위가 다르며(임동일 등,

2003), 여수해만을 통해 유입되는 남해 외해수와 하천 등을 통해 유입되는 육수 등 자연 환경적 요소 뿐 아니라, 주변지역의 각 종 산업단지에서 유입되는 화학 성분 등 인위적 요소가 작용하여 시기별(연도, 계절, 월), 지역별로 수질, 생태계, 저질 환경 등의 변화가 있기 때문이다. 따라서 장기적인 해양환경 모니터링을 통해 광양만의 환경변화 과정을 정량적으로 추적할 필요가 있을 것이다.

통계적인 측면에서의 문제점으로는 공간자기상관 분석 시 경계(edge) 부근의 피쳐 수가 적어 속성의 유사성이 과장될 수 있으며, 피쳐 수가 30개 이하인 경우 특이치가 전체 분포값을 왜곡시켜 결과 값에 영향을 미칠 수 있는 문제점을 제시하였다(Mitchell, 2005). 본 연구 대상과 같이 조사 정점 피쳐 수가 45개인 수온, 염분 및 DO는 통계적인 무리가 없겠으나, 피쳐 수가 16개인 pH, 영양염, 클로로필 및 식물플랑크톤에 대해서는 통계적 유의성이 낮아질 수 있어 공간통계 분석을 위한 조사 지점 계획 시 고려해야 할 점이다.

또한 공간자기상관 계산 시 각 피쳐 쌍 간의 거리를 그림 2와 같이 유클리드 거리로 계산하였는데, 실제 연안에서는 복잡한 해안선, 구조물 및 섬들로 인해 조사지점 간 실제 거리는 이러한 지형지물을 고려해 연결해야 하는데, 일부 지점에서의 직선거리는 묘도와 같은 섬을 지나고 있어 실제 거리와는 다른 경우가 있다. 따라서 본 연구 지역과 같이 해안선 구조가 복잡한 곳에서는 글로벌 지수를 계산 시 실제 피쳐 간의 거리를 반영하는 방법으로 점 피쳐들을 Gabriel graph(Gabriel과 Sokal, 1969; Matula와 Sokal, 1980)로 연결하여 이웃을 설정하는 방법도 제안할 수 있을 것이다. 이러한 공간자기상관 측정법은 본 연구 해역보다 큰 지역(Cocu 등, 2005) 뿐 아니라, 수 m에서 수 cm 규모에 이르는 소규모 지역 내에서도 적용하여 정량적인 공간 패턴 분석을 수행(Powell 등, 1987; Dessaint 등, 1991; Waters 등, 2003)할 수 있어, 이동성이

적거나 작은 크기의 해양생물 분포 패턴 연구에도 활용될 수 있을 것이다.

## 결론

해양환경의 공간분포 특성을 정량적으로 분석하기 위한 시도로 공간통계 기법 중 공간기반 속성의 유사성을 측정하여 군집패턴을 발견하는 글로벌 및 국지적 공간자기상관 지수를 사용하였다. 지수를 통해 공간 패턴을 정량적으로 기술한다는 것은 정성적인 방법에서 정량적인 분석으로 가는 하나의 방법(Zhang과 Selinus, 1997)으로, 관측치의 공간분포도를 통한 가시적 판단 외에 공간자기상관 통계기법을 이용하여 해양환경 공간 패턴을 정량적으로 분석할 수 있었다. 본 연구에서는 2002년 한 해의 해양환경 일부 자료를 사용해 글로벌 공간자기상관 지수인 Moran's  $I$ 와 General  $G$  및 LISA 중 국지적 Moran's  $I$ 인  $I_i$ 와  $G_i^*$ 를 계산하여 연구해역 전 지역에서의 군집 패턴과 연구지역 내 일부 지역에서 발생하는 군집성 정도를 통계적 유의성 검증과 함께 계산하였다.

Moran's  $I$ 와 General  $G$ 를 통해 각 자료 항목별로 연구지역 전체를 대상으로 계절변화에 따른 군집특성 변화를 모니터링할 수 있었는데, 일반 해양수질은 2월, 8월, 10월에, 영양염과 클로로필은 8월에, 식물플랑크톤은 6월, 8월에 강한 높은 양적 자기상관성을 보여 전반적으로 하계에 군집 패턴이 강한 것으로 나타났다.  $I_i$ 와  $G_i^*$ 를 통해서는 이웃 피쳐들과의 유사성 정도와 hot spot 및 cold spot을 탐지해 낼 수 있었다. 글로벌지수에서 군집 패턴을 보이지 않는 공간자기상관이 약한 경우 hot spot이나 cold spot이 뚜렷이 탐지되었고, 속성 값의 공간적인 변화가 심한 전선지역은 이웃 피쳐들과의 유사성이 없는 음수의  $I_i$ 로 탐지 가능하였다.

공간패턴 분석 시 글로벌 지수와 더불어 국지적 공간자기상관 지수( $I_i$ ,  $G_i^*$ )를 계산함으로써 시계열적 공간변화 패턴을 파악할 수 있을 뿐 아니라 좁은 지역에서의 hot spot과 cold

spot도 발견할 수 있었다. 기존의 해양환경 공간 분포 특성 연구에서는 전통적인 통계기법을 사용해 정량적인 분석을 수행하여 왔지만, 본 연구에서는 위치기반의 공간통계기법을 이용하여 해양환경 공간 패턴분석을 수행하였다. 이렇게 해양환경 공간분포 패턴을 정량화하고 군집 특성을 파악함으로써 해양환경을 보다 정확히 이해할 수 있을 뿐 아니라, 정량적인 방법으로 패턴의 원인을 찾는 데 도움이 될 것으로 기대한다.

### 감사의 글

본 논문을 세심하게 검토해 주신 심사위원님께 깊은 감사를 드립니다. 본 연구는 한국해양연구원의 일반사업인 “항만 환경위해도 평가기술 개발연구(PP07402)”와 기본연구 정책지원사업인 “연안해역 건강도 평가기술 개발을 위한 예비연구(PE97904)”의 지원으로 수행되었습니다. **KAGIS**

### 참고 문헌

국토연구원. 2004. 공간분석 기법. 한울아카데미. 543쪽.

김계현. 2004. 공간분석. 두양사. 346쪽.

김광구. 2003. 공간자기상관(spatial autocorrelation)의 탐색과 공간회귀분석(spatial regression)의 활용. 2003 한국행정학회 하계학술대회. 983-1001쪽.

김영, 하창현, 안정근. 2004. 공간적 자기상관분석을 이용한 지방 연담도시의 도시공간구조 비교분석 및 상호작용분석. 대한국토도시계획학회지(국토계획) 39(6):7-22.

김영표, 임은선. 2003. GIS 기반 공간분석 방법론 개발 연구. 국토연구원. 183쪽.

김창환, 이기환, 정영호, 배선학. 2006. GIS를 활용한 공간분석에서 지역 특성의 반영 방법 -평창을 사례로-. 한국지리정보학회지 9(3):93-106.

김홍관. 2006. GIS를 활용한 부산시 공간구조 변

천에 관한 연구. 한국지리정보학회지 9(4):204-214.

변병설. 2004. 서울시 중심부 토지이용의 군집형성에 대한 공간적 자기상관분석. 한국도시지리학회지 7(1):78-85.

임동일, 엄인권, 전수경, 유재명, 정희수. 2003. 한국 남해 연안역서 여름 홍수기에 형성된 연안염하구환경의 물리-화학적 특성. 한국해양학회지 8(2):151-163.

장풍국, 이원제, 장민철, 이재도, 이우진, 장만, 황근춘, 신경순. 2005. 광양만에서 무기 영양염의 시공간적 분포를 조절하는 요인. Ocean and Polar Research 27(4):359-379.

정준호, 김선배. 2005. 우리나라 산업집적의 공간적 패턴과 구조 분석 -한국형 지역혁신체계 구축의 시사점-. 한국경제지리학회지 8(1):17-29.

최진우, 유옥환, 이우진. 2003. 광양만에 서식하는 대형저서동물의 하계 공간분포 양상. 한국해양학회지 8(1):14-28.

최형순, 홍경남, 정재민, 강범용, 김원우. 2004. 한라산 시로미(*Empetrum nigrum* var. *japonicum*)의 유전적 다양성 및 공간적 유전구조. 한국임학회지 93(3):175-180.

한국해양연구원. 2003. 남해 특별관리 해역의 환경오염 관리모델 연구 (1) 광양만 중심 연구. BSPE 836-001577-7. 823쪽.

허만규, 허홍욱, 김창호. 2000. 군락내 공간적 분석에 의한 세 중간 상관관계. 한국생태학회지 23(1):17-23.

홍경락, 이석우, 정재민, 장경환, 강범룡. 2004. 소면적 개발지의 소나무림에서 유전변이의 공간적 분포. 한국임학회지 93(1):35-42.

Anselin, L. 1995. Local indicators of spatial association: LISA. Geographical Analysis 27:93-115.

Cliff, A.D. and J.K. Ord. 1973. Spatial autocorrelation. London: Pion.

Cocu, N., R. Harrington, M. Hullé and M.D.A. Rounsevell. 2005. Spatial autocorrelation as a tool for identifying the geographical patterns of aphid annual abundance. Agricultural and Forest Entomology 7:31-43.

- Cole, R.G. and C. Syms. 1999. Using spatial pattern analysis to distinguish causes of mortality: An example from kelp in North-eastern New Zealand. *The Journal of Ecology* 87(6):963-972.
- Dessaint, F., R. Chadoeuf and G. Barralis. 1991. Spatial pattern analysis of weed seeds in the cultivated soil seed bank. *The Journal of Applied Ecology* 28(2):721-730.
- Gabriel, K.R. and R.R. Sokal. 1969. A new statistical approach to geographic variation analysis. *Systematic Zoology* 18:259-270.
- Geary, R.C. 1954. The contiguity ratio and statistical mapping. *Incorporated Statistician* 5:115-145.
- Getis, A. and J. K. Ord. 1992. The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical Analysis* 24(3):189-206.
- Hanna, K.C. and R.B. Culpepper. 1998. GIS in Site Design. John Wiley & Sons. 223pp.
- Longley, P.A. and M. Batty. 2003. Advanced Spatial Analysis, The CASA book of GIS. ESRI Press. 463pp.
- Matula, D.W. and R.R. Sokal. 1980. Properties of Gabriel graphs relevant to geographic variation and the clustering of points in the plane. *Geographical Analysis* 12:205-222.
- Mitchell, A. 2005. The ESRI Guide to GIS Analysis (Volume 2: Spatial Measurements & Statistics). ESRI Press. 238pp.
- Moran, P.A.P. 1948. The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society Series B (methodological)* 10:243-251.
- Ord, J. K. and A. Getis. 1995. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. *Geographical Analysis* 27(4):286-306.
- Powell, E.N., M.E. White., E.A. Wilson and S.M. Ray. 1987. Small-scale spatial distribution of a Pyramidellid Snail Ectoparasite, *Boonea impressa*, in relation to its host, *Crassostrea virginica*, on oyster reefs. *Marine Ecology* 8(2):107-130.
- Premo, L.S. 2004. Local spatial autocorrelation statistics quantify multi-scale patterns in distributional data: an example from the Maya Lowlands. *Journal of Archaeological Science* 31:855-866.
- Reid, K., M. Sims, R.W. White and K.W. Gillon. 2004. Spatial distribution of predator/prey interactions in the Scotia Sea: implications for measuring predator/fisheries overlap. *Deep-Sea Research II* 51:1383-1396.
- Tobler, W.R. 1970. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography* 46:234-240.
- Waters, R.L., J.M. Mitchell and J. Seymour. 2003. Geostatistical characterisation of centimetre-scale spatial structure of in vivo fluorescence. *Marine Ecology Progress Series* 251:49-58.
- Weishampel, J.F., D.A. Bagley, L.M. Ehrhart and H.L. Rodenbeck. 2003. Spatiotemporal patterns of annual sea turtle nesting behaviors along an East Central Florida beach. *Biological Conservation* 110:295-303.
- Zhang, C. and O. Selinus. 1997. Spatial analysis for copper, lead, zinc contents in sediments of the Yangtze River basin. *The Science of the Total Environment* 204:251-262. 