

Analisis Komponen Utama pada Hubungan Distribusi Spasial Komunitas Fitoplankton dan Faktor Lingkungan

Dwi Haryo Ismunarti

Jurusan Ilmu Kelautan, Fakultas Perikanan dan Ilmu Kelautan, Universitas Diponegoro,
Jl. Prof. Soedarto, S.H., Tembalang, Semarang, Indonesia, 50275
Email: dwiharyois@gmail.com; Telp. 08164250694

Abstrak

Fitoplankton mempunyai peranan sangat penting dalam kesuburan suatu perairan. Kondisi dan distribusi dari fitoplankton sangat dipengaruhi oleh berbagai parameter lingkungan. Analisis ordinasasi dengan Analisa Komponen Utama telah dilakukan untuk mengkaji komunitas fitoplankton dan hubungannya dengan beberapa parameter lingkungan di perairan Kepulauan Karimunjawa Jepara, Jawa Tengah. Pengamatan terhadap parameter pH, oksigen terlarut, fosfat, nitrat, suhu dan salinitas perairan, serta fitoplankton dilakukan di 16 stasiun. Hasil analisis menunjukkan KU I dicirikan oleh stasiun penelitian dengan kelimpahan kelas Bacillariophyceae yang tinggi dan kelas Dinophyceae yang rendah. Sedangkan KU II dicirikan oleh stasiun penelitian dengan kelimpahan kelas Bacillariophyceae yang rendah dan kelas Dinophyceae yang tinggi. Kelimpahan kelas Bacillariophyceae berhubungan secara negatif dengan konsentrasi fosfat dan berkorelasi positif dengan konsentrasi nitrat. Faktor lingkungan yang lain tidak menunjukkan adanya hubungan secara statistik. Hasil penelitian menunjukkan bahwa nitrat dan fosfat merupakan faktor lingkungan yang mempengaruhi distribusi spasial fitoplankton.

Kata kunci: analisis komponen utama, fitoplankton, faktor lingkungan

Abstract

Principal Component Analysis on the Relationship between Spatial Distribution of Phytoplankton and Environmental Factors

Phytoplankton have a very important role in the waters fertility. Conditions and distribution of phytoplankton is strongly influenced by various environmental parameters. Analysis ordination with Principal Component Analysis has been carried out in studying phytoplankton community and its relationship with several environmental parameters in Karimunjawa waters Jepara Central Java. Observation of the parameters pH, dissolved oxygen, phosphate, nitrate, water temperature and salinity, and phytoplankton were done at 16 stations. The results of the study show that Principal Component I is characterized by the abundance of Bacillariophyceae high and Dinophyceae low. While Principal Component II is characterized by the abundance of Bacillariophyceae low and Dinophyceae high. There was negative correlation between phytoplankton abundance with phosphate concentration and positive correlation with nitrate concentration. Other environmental factors did not show any statistically significant correlation.

Keywords: principal component analysis, phytoplankton, environmental factors

Pendahuluan

Komunitas adalah populasi dari seluruh spesies yang hidup dalam sebuah wilayah atau area. Ekosistem terbentuk karena adanya komunitas dan faktor-faktor lingkungannya, oleh karena itu, memahami sebuah ekosistem akan lebih komprehensif apabila dilakukan kajian melalui analisis multivariat (Soedibjo, 2008). Pola komunitas dapat dianalisis dengan metode ordinasasi. Untuk memperoleh informasi komunitas secara

obyektif digunakan metode ordinasasi dengan menderetkan stasiun sampel berdasar koefisien ketidaksamaan. Variasi stasiun sampel merupakan dasar untuk mencari pola komunitas. Melalui ordinasasi akan diperoleh pola komunitas dalam bentuk model geometrik sedemikian rupa sehingga stasiun sampel yang paling serupa komposisi spesies beserta kelimpahannya akan mempunyai posisi yang saling berdekatan, sedangkan stasiun sampel yang berbeda akan saling berjauhan. Ordinasasi dapat digunakan untuk menghubungkan

pola sebaran dari berbagai jenis dengan perubahan faktor lingkungan (Ludwig dan Reynolds, 1988).

Ordinasi mencoba untuk meringkas data sampling menjadi lebih sederhana, lebih sedikit pemakaian ruang dibanding metoda tabel (Johnstone dan Lu, 2009). Ordinasi bisa digambarkan dalam suatu grafik yang menunjukkan penyebaran ruang. Masing-masing titik mewakili suatu stasiun, dan jarak antara titik-titik mewakili derajat tingkat perbedaan atau persamaannya. Melalui grafik pola hubungan dapat lebih mudah untuk dilihat (Hoyle, 2008).

Principal Component Analysis (Analisis komponen utama, AKU) merupakan salah satu teknik analisis ordinasi. Penggunaan AKU untuk mempelajari pengaruh faktor lingkungan terhadap distribusi spasial komunitas zooplankton telah dilakukan, termasuk di Teluk Klabat, Perairan Bangka Belitung telah dilakukan (Soedibjo, 2008). Hingga saat ini AKU banyak dipakai dan secara fundamental dianggap penting dalam analisis ekologi kuantitatif (Soedibjo, 2007).

Komunitas fitoplankton dipengaruhi baik secara langsung maupun tidak langsung oleh faktor lingkungan (Simanjuntak, 2009) baik variabel fisik, kimia dan biologi. Pertumbuhan fitoplankton juga dipengaruhi oleh kimia hara yang berasal dari daratan. Faktor-faktor yang berpengaruh dalam pertumbuhan fitoplankton ini diantaranya adalah nitrat dan fosfat (Soedibjo, 2008). Kelimpahan dan distribusi juga dipengaruhi oleh fenomena oseanografi seperti *upwelling* (Sediadi, 2004).

Disamping itu distribusi fitoplakton mengikuti tiga pola sebaran yaitu random, mengelompok dan seragam (Ludwig dan Reynolds, 1988). Keberadaan fitoplakton dengan pola sebaran acak mengikuti fungsi peluang poisson apabila nilai ragamnya sama dengan nilai rata-rata $\sigma^2 = \bar{x}$. Pola sebaran mengelompok mengikuti fungsi peluang binom negative jika nilai ragamnya lebih besar dari nilai rata-ratanya $\sigma^2 > \bar{x}$. Sedangkan pola sebaran seragam mengikuti fungsi peluang binom positif jika nilai ragam sangat kecil dan lebih kecil dari rata-ratanya $\sigma^2 < \bar{x}$ (Adiningsih et al., 2012). Statistik uji yang digunakan menganalisa pola sebaran adalah indeks dispersi yaitu $ID = \sigma^2 / \bar{x}$.

Indeks dispersi sama dengan satu menunjukkan $\sigma^2 = \bar{x}$ dengan pola sebaran acak. Pola sebaran yang acak berdasarkan fungsi peluang menunjukkan setiap stasiun memiliki kesempatan yang sama untuk ditempati. Hal ini menunjukkan semua stasiun memiliki faktor lingkungan yang ideal (Ludwig dan Reynolds, 1988).

Materi dan Metode

Penelitian dilakukan pada September 2012 di perairan Karimunjawa (Gambar 1). Faktor lingkungan yang dianalisis adalah faktor kimia meliputi pH, oksigen terlarut, fosfat, nitrat, dan faktor fisika adalah suhu dan salinitas. Pengamatan berbagai parameter dilakukan di 16 stasiun.

Misalkan dari pengamatan diperoleh matriks data X dimana x_{ij} adalah pengamatan factor lingkungan ke- j yang diukur pada stasiun ke- i . Dalam hal ini baris menyatakan stasiun sebagai individu dan kolom menyatakan peubah yang diamati. Analisis Komponen Utama dilakukan untuk menyederhanakan dimensi himpunan peubah, yaitu dengan melakukan transformasi ortogonal terhadap peubah asal sehingga membentuk peubah baru yang tidak berkorelasi tanpa menghilangkan sebagian besar informasi dari data asal. Dengan dimensi peubah baru yang lebih kecil misalkan $k < p$ tetapi sudah dianggap cukup memadai untuk menggambarkan keragaman data asal maka konfigurasi data dapat lebih mudah dipahami (Adiningsih et al., 2012).

Andaikan $X_{n \times p} = [x_1, x_2, \dots, x_p]$; $x_j \in \mathbb{R}^n$ ($j = 1, 2, \dots, p$) merupakan matriks data peubah asal yang diamati, dimana n banyaknya individu dan p banyaknya peubah yang diukur dan $\Sigma = [\delta_{ij}]$ adalah matriks koragam.

Komponen utama (KU) pertama adalah kombinasi linear $a_1^T X$ yang memaksimumkan keragaman $var(y_1)$.

$$y_1 = \sum_{j=1}^p a_{1j} x_j = \mathbf{a}_1^T \mathbf{X} \dots\dots\dots (1)$$

$$var(y_1) = \mathbf{a}_1^T \Sigma \mathbf{a}_1 \dots\dots\dots (2)$$

Memaksimumkan keragaman $var(y_1) = \text{maksimum}$

$\mathbf{a}_1^T \Sigma \mathbf{a}_1$, dengan kendala $\mathbf{a}_1^T \mathbf{a}_1 = \sum_{j=1}^p a_{1j}^2 = 1$

$\mathbf{a}_1^T \mathbf{a}_1 = 1$ untuk Σ adalah matriks definit positif maka maksimum bentuk kuadrat

$$\frac{\text{maks}}{\mathbf{a}_1 \neq \mathbf{0}, \mathbf{a}_1^T \mathbf{a}_1 = 1} \mathbf{a}_1^T \Sigma \mathbf{a}_1 = \lambda(\Sigma)_1, \text{ dimana } \lambda(\Sigma)_1$$

adalah akar terbesar matriks koragam Σ sedangkan \mathbf{a}_1 merupakan vektor ciri yang sesuai dengan $\lambda(\Sigma)_1$ sehingga $var(y_1) = \lambda(\Sigma)_1$.

KU kedua adalah kombinasi linear $\mathbf{a}_2^T X$ yang memaksimumkan keragaman $var(y_2)$ dan tidak berkorelasi dengan KU pertama

$$y_2 = \sum_{j=1}^p a_{2j} x_j = \mathbf{a}_2^T \mathbf{X}$$

$$\text{Cov}(y_1, y_2) = \mathbf{a}_2^T \Sigma \mathbf{a}_1 = 0 \dots \dots \dots (3)$$

$$= \mathbf{a}_2^T (\lambda^{(\Sigma)}_1 \mathbf{a}_1) = \lambda^{(\Sigma)}_1 (\mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_1) = 0$$

karena $\lambda^{(\Sigma)}_1 \neq 0$ maka $\mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_1 = 0$ atau $\mathbf{a}_2 \perp \mathbf{a}_1$
 $\text{Var}(y_2) = \mathbf{a}_2^T \Sigma \mathbf{a}_2$

Dengan kendala $\mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_1 = 0$ dan

$$\mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_2 = \sum_{j=1}^p a_{2j}^2 = \|\mathbf{a}_2\|^2 = 1 \text{ maka}$$

memaksimumkan keragaman

$\text{var}(y_2) = \text{maksimum } \mathbf{a}_2^T \Sigma \mathbf{a}_2$, untuk Σ matriks definit positif maka maksimum bentuk kuadrat

$$\frac{\text{maks}}{\mathbf{a}_2 \neq \mathbf{0}, \mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_2 = 1, \mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_1 = 0} \frac{\mathbf{a}_2^T \Sigma \mathbf{a}_2}{\mathbf{a}_2^T \mathbf{a}_2} = \lambda^{(\Sigma)}_2$$

dimana $\lambda^{(\Sigma)}_2$ adalah akar ciri terbesar ke dua matriks keragaman Σ sedangkan \mathbf{a}_2 merupakan vektor ciri yang bersesuaian dengan $\lambda^{(\Sigma)}_2$. Sehingga $\text{Var}(y_2) = \lambda^{(\Sigma)}_2$

Komponen utama ke-i ($i = 3, 4, \dots, p$) adalah kombinasi linear $\mathbf{a}_i^T \mathbf{X}$ yang memaksimumkan keragaman $\text{var}(y_i)$ dan tidak berkorelasi dengan komponen utama lainnya

$$y_i = \sum_{j=1}^p a_{ij} x_j = \mathbf{a}_i^T \mathbf{X}$$

$\text{Cov}(y_i, y_h) = \mathbf{a}_i^T \Sigma \mathbf{a}_h = 0$ untuk $h < i$ maka $\mathbf{a}_i^T \mathbf{a}_h = 0$ atau $\mathbf{a}_i \perp \mathbf{a}_h$

$$\text{Var}(y_i) = \mathbf{a}_i^T \Sigma \mathbf{a}_i$$

Dengan kendala $\mathbf{a}_i^T \mathbf{a}_h = 0$ dan $\mathbf{a}_i^T \mathbf{a}_i =$

$$\sum_{j=1}^p a_{ij}^2 = \|\mathbf{a}_i\|^2 = 1$$

maka memaksimumkan keragaman $\text{var}(y_i) = \text{maksimum } \mathbf{a}_i^T \Sigma \mathbf{a}_i$, untuk Σ matriks definit positif maka maksimum bentuk kuadrat

$$\frac{\text{maks}}{\mathbf{a}_i \neq \mathbf{0}, \mathbf{a}_i^T \mathbf{a}_i = 1, \mathbf{a}_i^T \mathbf{a}_h = 0} \frac{\mathbf{a}_i^T \Sigma \mathbf{a}_i}{\mathbf{a}_i^T \mathbf{a}_i} = \lambda^{(\Sigma)}_i, \text{ dimana}$$

$\lambda^{(\Sigma)}_i$ adalah akar ciri terbesar ke-i matriks keragaman Σ sedangkan \mathbf{a}_i merupakan vektor ciri yang

bersesuaian dengan $\lambda^{(\Sigma)}_i$. Sehingga $\text{Var}(y_i) = \lambda^{(\Sigma)}_i$ (Johnson dan Wichern, 1988).

Secara umum skor komponen diperoleh dari persamaan ${}_n Y_p = {}_n X_p A_p$, dimana matriks $A = [a_1, a_2, \dots, a_p]$ dengan unsur kolom adalah vektor ciri - vektor ciri yang berpadanan dengan akar ciri yang tertata dari matriks keragaman Σ yaitu $\lambda^{(\Sigma)}_1 \geq \lambda^{(\Sigma)}_2 \geq \dots \geq \lambda^{(\Sigma)}_p$. Jika akar-akar ciri yang diperoleh tidak sama ($\lambda^{(\Sigma)}_1 \neq \lambda^{(\Sigma)}_2 \neq \dots \neq \lambda^{(\Sigma)}_p$) maka vektor ciri yang bersesuaian bersifat saling bebas.

Koefisien korelasi antara komponen utama y_i dengan peubah x_k adalah :

$$\rho_{y_i, x_k} = \frac{a_{ki} \sqrt{\lambda^{(\Sigma)}_i}}{\sqrt{\sigma_{kk}}}, \quad i, k = 1, 2, \dots, p \dots \dots (4)$$

$$\text{Total keragaman } \sum_{i=1}^p \text{Var}(X_i) = \sigma_{11} + \sigma_{22} + \dots + \sigma_{pp} =$$

$$\sum_{i=1}^p \text{Var}(Y_i) = \lambda^{(\Sigma)}_1 + \lambda^{(\Sigma)}_2 + \dots + \lambda^{(\Sigma)}_p = \text{tr}(\Sigma) \dots (5)$$

Misalkan diambil k ($k < p$) komponen utama pertama maka proporsi keragaman yang dijelaskan

$$\text{adalah} = \frac{\sum_{i=1}^k \lambda^{(\Sigma)}_i}{\sum_{j=1}^p \lambda^{(\Sigma)}_j} \dots \dots \dots (6)$$

Jika satuan peubah tidak sama atau jika rentang skala ukur peubah berbeda maka perlu dilakukan pembakuan terhadap data (Johnson dan Wichern, 1988). Matriks data yang dibakukan diperoleh:

$$Z = (V^{1/2})^{-1}(X - \bar{x})$$

sehingga $E(Z) = 0$ dan $\text{Var}(z_i) = 1; i = 1, 2, \dots, p$.

$$\text{Cov}(Z) = (V^{1/2})^{-1} S (V^{1/2})^{-1} = R.$$

Matriks S adalah matriks ragam dugaan dan ${}_p V_p$ adalah matriks diagonal dengan unsur diagonalnya adalah ragam masing-masing peubah $\text{var}(x_i) = \sigma_{ii}^2$ dan \bar{x} adalah vektor rata-rata sebagai penduga vektor nilai tengah peubah, sedangkan R adalah matriks korelasi antar peubah.

Dengan demikian komponen utama ke-i dari Z adalah :

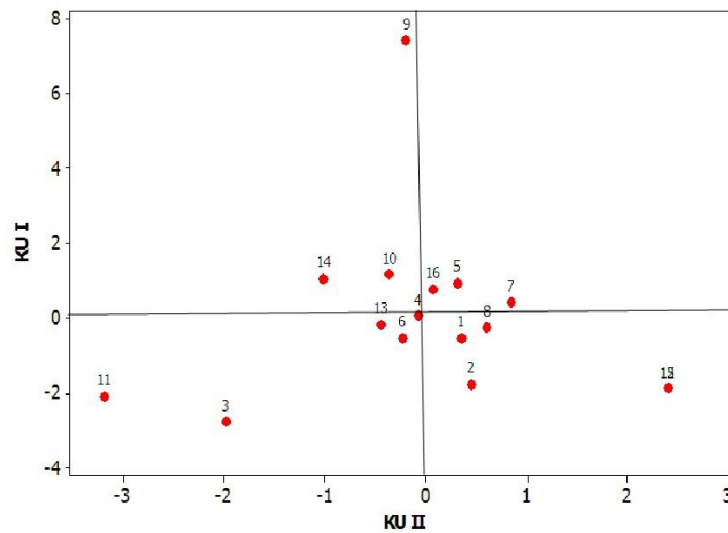
$$y_i = e_i^T Z = e_i^T (V^{1/2})^{-1} (X - \bar{x}); i = 1, 2, \dots, p.$$

kelas *Bacillariophyceae* dan kelas *Dinophyceae* berasosiasi secara negatif (Ludwig dan Reynolds, 1988).

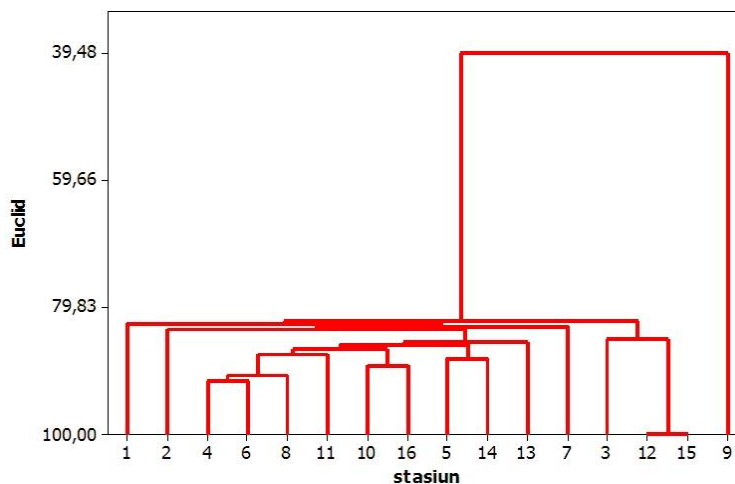
Pengelompokan stasiun berdasarkan kelimpahan fitoplankton. Stasiun 9 memiliki lebih didominasi kelas *Bacillariophyceae* terutama dari jenis *Biddulphia*, *Rhizosolenia*, *Leptocylindrus* dan *Chaetoceros*. Sedangkan stasiun 12 dan 15 membentuk kelompok terpisah dengan lebih didominasi kelas *Dinophyceae* terutama dari jenis *Ceratium* (Gambar 3).

Hasil penelitian menunjukkan korelasi antara KU dengan faktor lingkungan. Komponen

utama I yaitu kelimpahan yang tinggi *Bacillariophyceae* berkorelasi positif dengan DO dan nitrat tetapi berkorelasi negatif dengan fosfat (Tabel 3.). Tidak adanya hubungan antara kelimpahan dengan parameter lingkungan lainnya kemungkinan diakibatkan oleh adanya dominasi oleh beberapa genus saja di beberapa stasiun, selain itu juga dikarenakan tidak adanya perbedaan parameter tersebut di stasiun penelitian. Hal ini sejalan dengan hasil penelitian Soedibjo (2006) dan Amelia et al. (2012). Hubungan negatif antara konsentrasi fosfat dengan kelimpahan fitoplankton menunjukkan adanya penggunaan zat hara oleh fitoplankton dalam jumlah yang cukup besar (Soedibjo, 2006, Amelia et al., 2012).



Gambar 2. Komponen utama dari kelimpahan fitoplankton



Gambar 3. Pengelompokan stasiun berdasarkan kelimpahan fitoplankton

Tabel 3. Korelasi komponen utama I dan II dengan faktor lingkungan

	Arus	Suhu	DO	Salinitas	pH	Fosfat	Nitrat
KU I	-0,20938	0,0348	0,41493	-0,18564	-0,09732	-0,4102	0,5651
KU II	-0,29427	-0,22907	0,21385	0,46752	0,38879	0,12753	-0,33586

Komponen utama I yaitu kelimpahan yang tinggi *Baccilariophyceae* berkorelasi positif dengan faktor kimia DO dan nitrat tetapi berkorelasi negatif dengan fosfat (Tabel 3). Tidak adanya hubungan antara kelimpahan dengan parameter lingkungan lainnya kemungkinan diakibatkan oleh adanya dominasi oleh beberapa marga saja di beberapa stasiun selain juga dikarenakan tidak adanya perbedaan parameter tersebut di stasiun penelitian. Hal ini sejalan dengan hasil penelitian Soedibjo (2006). Hubungan negatif antara fosfat dengan kelimpahan fitoplankton menunjukkan adanya penggunaan zat hara oleh fitoplankton dalam jumlah yang cukup besar.

Kesimpulan

Distribusi spasial komunitas fitoplankton di perairan Karimunjawa menunjukkan pola distribusi berkelompok. Hasil analisis menunjukkan adanya stasiun dengan kelimpahan fitoplankton yang tinggi yaitu stasiun dekat dengan Pulau Parang. Sedangkan stasiun yang relatif kecil kelimpahannya terletak di dekat Pulau Bengkoang. Faktor lingkungan mempengaruhi kelimpahan fitoplankton, yang ditunjukkan korelasi antara kelimpahan dengan nitrat bernilai positif dan korelasi antara kelimpahan dengan fosfat bernilai negatif.

Ucapan Terima Kasih

Ucapan terima kasih disampaikan kepada PS Oseanografi dan tim peneliti di Kepulauan Karimunjawa, juga kepada mahasiswa Handoko dkk atas partisipasinya dalam penelitian. Kepada reviewer disampaikan penghargaan yang sebesar-besarnya untuk menjadikan artikel ini lebih baik.

Daftar Pustaka

Amelia, C.D., Z, Hasan. & Y. Mulyani. 2012. Distribusi Spasial Komunitas Plankton sebagai Bioindikator Kualitas Perairan. *J. Perik. Kel.* 3(4):301-311.

Haumahu, S. 2005. Distribusi Spasial Fitoplankton di Perairan Teluk Haria Saparua, Maluku Tengah. *Ilmu Kelautan.* 10(3):126-134.

Hoyle, D.C. 2008. Automatic PCA Dimension Selection for High Dimension Data and Small Size. *J. Machine Learning Res.* 9:2733-2759.

Johnson R.A. & D.W. Wichern, 1988. Applied Multivariate Statistical Analysis Ed. 2. Prentice Hall, New Jersey.

Johnstone, I.M. & A.Y. Lu. 2009. On Consistency and Sparsity for Principal Component Analysis in High Dimensions. *J. American Stat. Assoc.* 104(486):682-693.

Ludwig, J.A & J.F. Reynolds. 1988. Statistical Ecology. John Wiley & Sons. Singapore.

Sediadi, A. 2004. Efek Upwelling Terhadap Kelimpahan dan Distribusi Fitoplankton di Perairan Laut Banda dan Sekitarnya. *Makara Sains.* 8(2):43-51.

Simanjuntak, M. 2009. Hubungan Faktor Lingkungan Kimia, Fisika Terhadap Distribusi Plankton di Perairan Belitung Timur, Bangka Belitung. *J. Perikanan.* XI(1):31-45.

Soedibjo, B.S. 2006. Struktur Komunitas Fitoplankton dan Hubungannya dengan Beberapa Parameter Lingkungan di Perairan Teluk Jakarta. *Oseanol. Limnol. Indonesia.* 40:65-78.

Soedibjo, B.S. 2007. Fenomena Kehadiran *Skeletonema* sp. di Perairan Teluk Jakarta. *Ilmu Kelautan.* 12(3):119-124.

Soedibjo, B.S. 2008. Analisis Komponen Utama dalam Kajian Ekologi. *Oseana.* XXXIII (2):43-53.

Susetyoko, R. & E. Purwantini, 2012. Perbandingan Kinerja Beberapa Metode Klasifikasi Hasil Reduksi Data Berdimensi Tinggi. *Jurnal LINK.* 16(1):1-7.

Widianingsih, R. Hartati, A. Djamali & Sugestiningih. 2007. Kelimpahan dan Sebaran Horizontal Fitoplankton di Perairan Pantai Timur Pulau Belitung. *Ilmu Kelautan.* 12(1):6-11.