



Identifikasi *Salmonella sp* Pada Jajanan Jus Buah di Kecamatan Gunungpati Semarang dengan PCRB A S *Hermono, S H Bintari, D Mustikaningtyas*

Keanekaragaman Plankton di Kawasan Cagar Alam Tlogo Dringo, Dataran Tinggi Dieng, Jawa TengahA P *Anggara, N E Kartijono, P M H Bodijantoro*

Pengaruh Pemberian Inokulan Legin dan Mulsa terhadap Jumlah Bakteri Bintil Akar dan Pertumbuhan Tanaman Kedelai Varietas Grobogan

A M Ni'am, S H Bintari

Metode Peramalan Jaringan Saraf Tiruan Menggunakan Algoritma *Backpropagatin* (Studi Kasus Peramalan Curah Hujan Kota Palembang) *I M Sofian, Y Apriaini*

Pengaruh Variasi Konsentrasi Arang Ampas Kopi terhadap Sifat Fisika Tinta Spidol Whiteboard *A P Rengganis, A Yulianto, I Yulianti*

Fe Filtration Comparison of Micro-Size Carbon Materials from Coconut Shell, Rice Straw, and Bamboo for Mataram Canal Water

B W Pratama, W S B Dwandaru

Sintesis Kitosan-Silika *Bead* serta Aplikasinya untuk Menurunkan Kadar Ion Cr(VI) dalam Larutan *M Y Sari, E B Susatyo*

Enkapsulasi Minyak Lemon (*Citrus limon*) Menggunakan Penyalut β-Siklodekstrin Terasetilasi *O S Priambodo, E Cahyono, S B W Kusuma*

K-Nearset Neighbor (K-NN) dan Support Vector Machine (SVM) untuk Klasifikasi Indeks Pembangunan Manusia Provinsi Jawa Tengah *F Fauzi*

Analisis Faktor-Faktor dan Peluang yang Berpengaruh terhadap Tingkat Keparahan Korban Kecelakaan Lalu Lintas di Sleman Yogyakarta Menggunakan Regresi Logistik Ordinal *Z Z Y I Pratama, E Widodo*

Pemodelan Kemiskinan di Provinsi Bengkulu Menggunakan *Small Area Estimation* dengan Pendekatan Semiparametrik *Penalized Spline I Sriliana, E Sunandi, U Rafflesia*

Estimasi Distribusi Mixing dalam Model Mixture Poisson *N Dwidayati*

Diterbitkan oleh Fakultas MIPA Universitas Negeri Semarang

Jurnal MIPA Volume 40	Nomor 2	Halaman 68-146	Semarang October 2017	ISSN 0215-9945
-----------------------	---------	-------------------	--------------------------	-------------------



DESKRIPSI

Jurnal MIPA adalah jurnal yang mengulas hasil penelitian atau kajian konseptual dalam bidang Matematika, Fisika, Kimia, dan Biologi. Jurnal ini terbit pertama kali pada tahun 1976 dan terbit bulan April dan Oktober. Harga per eksemplar Rp. 50.000,- + ongkos kirim

ISSN

0215-9945

Ketua Dewan Penyunting

Edy Cahyono

87-91

97-103

111-117

Anggota Dewan Penyunting

R. Susanti (Biologi) Pratiwi Dwi Jananti (Fisika) Ella Kusumastuti (Kimia) Muhammad Kharis (Matematika)

Editor Bahasa

Tyas Agung Pribadi

PENERBIT

Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Semarang (UNNES)

ALAMAT PENERBIT

Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Negeri Semarang Kampus Sekaran, Gunungpati Semarang, 50229

> Telp: 62248508112 Fax: 62248508005

E-mail: mipa.jurnal@gmail.com

E-JOURNAL

http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Jurnal MIPA

Volume 40. Nomor 2. October 2017

Daftar Isi

68-73	Identifikasi <i>Salmonella sp</i> Pada Jajanan Jus Buah di
	Kecamatan Gunungpati Semarang dengan PCR
	B A S Hermono, S H Bintari, D Mustikaningtyas

74-79 Keanekaragaman Plankton di Kawasan Cagar Alam Tlogo Dringo, Dataran Tinggi Dieng, Jawa Tengah A P Anggara, N E Kartijono, P M H Bodijantoro

80-86 Pengaruh Pemberian Inokulan Legin dan Mulsa terhadap Jumlah Bakteri Bintil Akar dan Pertumbuhan Tanaman Kedelai Varietas Grobogan

A M Ni'am, S H Bintari

Metode Peramalan Jaringan Saraf Tiruan Menggunakan Algoritma *Backpropagatin* (Studi Kasus Peramalan Curah Hujan Kota Palembang) I M Sofian, Y Apriaini

92-96 **Pengaruh Variasi Konsentrasi Arang Ampas Kopi terhadap Sifat Fisika Tinta Spidol Whiteboard** A P Rengganis, A Yulianto, I Yulianti

Fe Filtration Comparison of Micro-Size Carbon Materials from Coconut Shell, Rice Straw, and Bamboo for Mataram Canal Water

B W Pratama, W S B Dwandaru

104-110 Sintesis Kitosan-Silika Bead serta Aplikasinya untuk Menurunkan Kadar Ion Cr(VI) dalam Larutan M Y Sari, E B Susatyo

Enkapsulasi Minyak Lemon (Citrus limon) Menggunakan

Penyalut β-Siklodekstrin Terasetilasi
O S Priambodo, E Cahyono, S B W Kusuma

118-124 K-Nearset Neighbor (K-NN) dan Support Vector Machine (SVM) untuk Klasifikasi Indeks Pembangunan Manusia Provinsi Jawa Tengah

F Fauzi

125-133 Analisis Faktor-Faktor dan Peluang yang Berpengaruh terhadap Tingkat Keparahan Korban Kecelakaan Lalu Lintas di Sleman Yogyakarta Menggunakan Regresi Logistik Ordinal

Z Z Y I Pratama, E Widodo

134-140 Pemodelan Kemiskinan di Provinsi Bengkulu

Menggunakan *Small Area Estimation* dengan Pendekatan Semiparametrik *Penalized Spline*

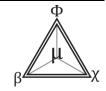
I Sriliana, E Sunandi, U Rafflesia

141-146 Estimasi Distribusi Mixing dalam Model Mixture Poisson

N Dwidayati



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Identifikasi *Salmonella sp* Pada Jajanan Jus Buah di Kecamatan Gunungpati Semarang dengan PCR

B A S Hermono™, S H Bintari, D Mustikaningtyas

Jurusan Biologi, FMIPA, , Universitas Negeri Semarang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: Salmonella sp, fruit juices, Gunungpati Sub District

Abstrak

Berdasarkan hasil observasi dua puskesmas di Kecamatan Gunungpati ditemukan tingginya tingkat kejadian rata-rata penyakit tifus pada tahun 2011-2016. Tujuan penelitian ini mengidentifikasi *Salmonella sp* pada jajanan jus buah di Kecamatan Gunungpati menggunakan *polymerase chain reaction* (PCR) dan mengkonfirmasi keberadaan *Salmonella sp* menggunakan medium *triple sugar iron agar* (TSIA). Sampel diperoleh dari 17 jajanan jus buah yang dijual di wilayah Kecamatan Gunungpati Semarang. Sampel diisolasi DNAnya menggunakan metode chelex 100-*microwave*, dilanjutkan PCR dengan primer invA 1 dan invA 2, dan uji konfirmasi menggunakan medium TSIA. Hasil amplifikasi dengan primer invA 1 dan invA 2 menunjukkan tiga sampel jajanan jus buah positif *Salmonella sp* dengan terbentuknya pita DNA 244 bp. Hasil uji konfirmasi menunjukkan tiga sampel tersebut mengalami perubahan warna medium TSIA dengan kriteria *slant* berwarna merah, *depth* kuning, terbentuk gas, dan ada endapan hitam (H₂S). Berdasarkan hasil PCR dan konfirmasi kultur pada medium TSIA menunjukkan bahwa 3 dari 17 sampel jus buah positif terkontaminasi *Salmonella sp*.

Abstract

Based on the observation from two clinics in Gunungpati Sub District, there was found high rates of thypus disease in the year 2011-2016. The purpose of this research was to identify Salmonella sp inside the fruit juice sold in Gunungpati Sub District by using PCR and to confirm the presence of Salmonella sp using Triple Sugar Iron Agar (TSIA) medium. The samples were collected from 17 fruit juices sold in Gunungpati Sub District, Semarang. The DNA were isolated by chelex 100-microwave methode, continued by testing using PCR with invA 1 and invA 2 primer, and confirmation test using TSIA medium. The result from DNA amplification showed that three samples of fruit juice positively contaminated by Salmonella sp which proved with the formation of DNA strand 244 bp, whereas the result of confirmation test showed that three samples underwent color changing of TSIA medium with the criteria red colored slant, yellow colored depth, the presence of gas, and black precipitation (H₂S). Based on PCR test which confirmed by TSIA medium, three out of 17 samples of fruit juices positively contaminated by Salmonella sp

© 2017 Universitas Negeri Semarang

™ Alamat korespondensi: E-mail: benina08@gmail.com

ISSN 0215-9945

PENDAHULUAN

Gunungpati merupakan salah satu kecamatan yang mengalami peningkatan ekonomi cukup pesat. Salah satu faktor peningkatan ekonomi adalah keberadaan Universitas Negeri Semarang (UNNES). Keberadaan UNNES memberikan dampak pada lingkungan dengan meningkatnya jumlah penjual makanan dan minuman. Banyaknya penjual menyebabkan sulit mengontrol makanan dan minuman supaya terbebas dari bakteri patogen yang dapat menimbulkan penyakit bagi konsumen. Salah satu penyakit yang disebabkan bakteri patogen karena konsumsi makanan atau minuman yang tidak higienis adalah tifus. Berdasarkan hasil observasi dua puskesmas di Kecamatan Gunungpati diketahui bahwa rata-rata kejadian tifus selama tahun 2011-2016 berjumlah 630

Salah satu jajanan minuman yang digemari oleh sebagian mahasiswa adalah jus buah, dengan pertimbangan harga yang relatif murah, preparasi cepat, dan mudah cara konsumsinya. Menurut SNI 3719:2014, minuman jus buah adalah minuman ringan yang dibuat dari sari buah dan air dengan atau tanpa penambahan gula dan bahan tambahan makanan yang diizinkan (BSN 2014). Bahan makanan atau minuman yang memiliki kandungan air tinggi merupakan media yang disenangi bakteri. Beberapa bakteri patogen yang sering ditemukan pada makanan dan minuman adalah golongan Enterobacteriaceae pathogen, meliputi Shigella sp, Escherichia coli, Salmonella sp, Klebsiella pneumonia, Pseudomonas aeruginosa, dan Staphylococcus aureus (BPOM RI 2008).

Pengujian keberadaan Salmonella sp pada makanan dan minuman rutin dilakukan di seluruh dunia. Pengujian secara mikrobiologis dengan cara kultur umum dilakukan untuk mendeteksi Escherichia coli dalam sampel makanan atau minuman. Kelebihan metode ini memiliki biaya murah, tetapi memiliki kelemahan memerlukan waktu yang lama (± 57 hari) sampai mendapatkan hasil positif dan hanya bakteri hidup yang dapat tumbuh (Sudian 2008).

Pendekatan secara molekuler dengan amplifikasi gen spesifik Salmonella sp dengan polymerase chain reaction (PCR) terbukti lebih sensitif, spesifik, dan cepat dalam mendeteksi keberadaan Salmonella sp pada sampel makanan atau minuman. Metode ini masih memiliki kelemahan biaya yang mahal (Prayoga & Agustin 2015). Upadhyay et al. (2010) mendeteksi gen invA Salmonella pada pengayaan udang dengan menggunakan referensi primer Rahn et al.(1992). Hasil penelitian tersebut menunjukkan bahwa 18% (14 dari 79 sampel udang windu hitam) positif Salmonella sp dan 48% (10 dari 21 sampel udang putih) positif Salmonella sp. Amalia (2013) mendeteksi Salmonella spp. pada sampel udang segar menggunakan referensi primer Rahn et al. (1992), dan hasilnya menunjukkan 100% (16 sampel) udang segar positif terkontaminasi Salmonella sp.

Pada penelitian ini dilakukan identifikasi Salmonella sp pada jajanan minuman jus buah di Kecamatan Gunungpati dengan metode PCR, hasil PCR diperkuat dengan uji konfirmasi menggunakan medium Triple Sugar Iron Agar (TSIA). Penggunaan metode ini dilakukan untuk mendapatkan hasil dengan akurasi baik.

METODE

Penelitian ini dilaksanakan di Laboratorium mikrobiologi molekuler FK UNDIP untuk proses isolasi DNA dan amplifikasi DNA dengan PCR, kemudian dilanjutkan uji konfirmasi secara mikrobiologis menggunakan medium TSIA di Laboratorium Mikrobiologi UNNES.

Preparasi sampel dilakukan dengan pengumpulan 17 sampel jajanan jus buah di wilayah Kecamatan Gunungpati secara acak tanpa memperhatikan kondisi higienitas. Pengambilan sampel dipertahankan seperti kondisi awal menggunakan bungkus tertutup untuk menghindari kontaminasi lain (Arum 2008).

Isolasi DNA dilakukan dengan metode chelex 100-microwave yang telah dimodifikasi. Sampel di-vortex sebentar, kemudian disentrifuse 10.000 rpm selama 5 menit. Peletnya ditambah TES 50 μl dan *lysozym* 50 μl. Selanjutnya dipanaskan pada *microwave* selama 4 menit dengan daya 625 W, kemudian ditambah 15 µl proteinase-K dan 2 µlRNase A. Setelah diinkubasi pada suhu ruang selama 2 menit, kemudian dipanaskan pada microwave selama 4 menit dengan daya 625 W. Selanjutnya ditambah 150μlTE pH 8 dan 100 μl chelex, kemudian di-vortex dan dipanaskan di microwave selama 4 menit dengan daya 625 W. Selanjutnya disentrifuse selama 10 menit dengan kecepatan 10.000 rpm dan suhu 4°C. Supernatan dipindahkan ke tube baru dan ditambahkan 50 µl sodium asetat 10% dan 1000 µl etanol 95% dingin, kemudian digoyang secara perlahan sampai terlihat benang-benang DNA. Setelah dimasukkan dalam Freezer selama 10 menit, disentrifuse selama 3 menit dengan kecepatan 10.000 rpm. Hasilnya terbentuk 2 lapisan, bagian pelet dicuci dengan 1000 µl etanol 70% dingin. Selanjutnya disentrifuse dengan kecepatan 10.000 rpm selama 5 menit dan dikeringkan dengan posisi tube terbalik pada suhu ruang selama 1 hari. Kemudian ditambah 50 µl aquabides (Bintari et al. 2014).

Pengecekan kualitatif DNA hasil isolasi menggunakan elektroforesis gel agarose 0,8 % selama 35 menit dengan voltase 220 V. Secara kuantitatif diukur konsentrasi dan kemurnian DNA menggunakan spektrofotometer nanodrop dengan program Es-Tab.

Amplifikasi DNA dilakukan dengan primer invA-1 (ACAGTGCTCGTTTACGACCTGA AT) dan invA-2 (AGACGACTGGTACTGATCGAT AAT). Reaksi PCR dibuat dengan komposisi 6,25 µl dream taq green master mix (2x), 1µl DNA, 1µl primer invA 1, 1µl primer invA 2 dan 3,25 µl aquades. Program PCR dilakukan

dengan 30 siklus dengan suhu pradenaturasi 94°C selama 1 menit; denaturasi 94°C selama 30 detik; anneling 56°C selama 30 detik; extension 72°C selama 2 menit; dan final extension 72 °C selama 10 menit (Liu & Ou 1996). PCR juga dilakukan pada kontrol positif (Salmonella typhimurium) dan kontrol negatif (Escherichia coli).

Hasil PCR divisualisasikan dengan elektroforesis pada gel agarose 1,2%, dengan marker penanda 100 bp. Sebanyak 5 µl hasil PCR dicampur dengan buffer loading 2 µl dan dimasukkan ke sumur gel agarose 1,2% dalam 1x buffer TAE dan Etidium Bromida (EtBr). Elektroforesis dilakukan dengan voltase 50 V selama 35 menit. Pita-pita DNA yang terbentuk diamati pada UV-transiluminator. Fragmen DNA yang tervisualisasi dibandingkan dengan marker dan kontrol positif Salmonella typhimurium. Terbentuknya pita DNA 244 bp menunjukkan sampel positif Salmonella sp.

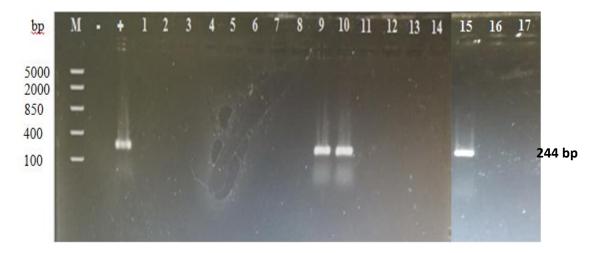
Uji konfirmasi secara kultur dilakukan dengan cara medium TSIA steril dituang ke dalam tabung reaksi 5 ml dan dimiringkan. Pengkulturan dilakukan dengan metode tusuk sampai bagian *depth* dan dilakukan goresan zig-zag pada bagian *slant*. Selanjutnya diinkubasi selama 24 jam dengan suhu 37°C. Positif *Salmonella sp* ditunjukkan dengan kriteria perubahan warna medium *slant/depth* (merah/kuning), terbentuk gas, dan endapan hitam (H₂S).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Proses isolasi DNA menentukan keberhasilan proses PCR. Metode chelex 100-microwave membutuhkan waktu lebih singkat (30-45 menit), mampu bekerja pada rentang pH 2-14, harganya relatif murah, dan mampu melindungi sampel dari enzim DNAse yang mampu mengurangi kuantitas DNA karena memotong DNA menjadi fragmen kecil (Marwayana 2015).

PCR berhasil dilakukan dengan primer invA 1 dan invA 2. Gen invA dari genus *Salmonella sp* mengandung urutan sekuen nukleotida unik dan terbukti cocok sebagai standar target potensial diagnosis menggunakan PCR. Gen ini dikenal sebagai standar internasional untuk deteksi genus *Salmonella* (Malorny *et al.* 2003). Hasil PCR

menunjukkan bahwa dari tujuh belas sampel yang diperiksa,tiga sampel jajanan jus buah yaitu sampel 9, 10, dan 15 positif terkontaminasi *Salmonella sp,* yang ditunjukkan dengan terbentuknya pita DNA berukuran 244 bp (Gambar 1).



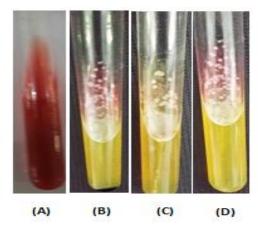
Gambar 1. Hasil visualisasi PCR dengan primer invA 1 dan invA 2 pada elektroforesis gel agarose 1,2 %. M: DNA marker (*middle range*) 100 bp; 1-17: Sampel; -: kontrol negatif (*E.coli*); (+) kontrol positif (*S.typhimurium*).

Elektroforesis gel agarose 1,2 % yang berperan memisahkan DNA berdasarkan besarnya pasangan nukleotida penyusun DNA tersebut. Pasangan basa nukleotida dengan ukuran kecil lebih mudah bermigrasi ke kutub positif, sedangkan pasangan nukleotida dengan ukuran besar lebih sulit bermigrasi. Visualisasi pita DNA menggunakan etidium bromide (EtBr), karena EtBr dapat menyala dibawah UV (Brody & Kern 2004).

Gambar 1 menunjukkan bahwa tiga sampel (9,10, dan 15) terbentuk pita DNA dengan ukuran 244 bp yang berwarna putih dan tebal. Hal ini menunjukkan pasangan primer yang digunakan menempel pada posisi yang ditargetkan. Primer invA 1 merupakan nukleotida ke 104-127, sedangkan primer invA2 merupakan nukleotida ke 324-347 yang membatasi ujung forward 3' dan 5' serta ujung revers 5' dan 3'. Penempelan primer pada sekuen DNA terjadi pada basa-basa nukleotida yang ditargetkan milik Salmonella sp, sehingga hanya bagian spesifik saja yang

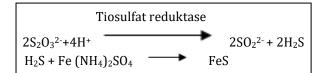
teramplifikasi. Empat belas sampel lainnya tidak terbentuk pita DNA 244 bp yang menunjukkan tidak adanya kontaminasi *Salmonella sp.* Hal ini didukung dengan terbentuknya pita DNA 244 bppada kontrol positif (*Salmonella typhimurium*), sedangkan kontrol negatif (*Escherichia coli*) tidak membentuk pita 244 bp.

Pengujian dilanjutkan dengan uji konfirmasi menggunakan medium TSIA. Uji konfirmasi dilakukan untuk mendukung data hasil PCR, sehingga data menjadi akurat. Medium TSIA merupakan medium selektif diferensial yang direkomendasikan European Pharmacopoeia sebagai salah satu media untuk konfirmasi Salmonella sp. Medium TSIAmengandung laktosa, glukosa, sukrosa, ion besi, dan tiosulfat serta indikator phenol red. Proses fermentasi gula akan mengindikasikan kondisi medium. Hasil inkubasi 24 jam pada suhu 37°C menunjukkan perubahan warna medium yang berbeda-beda pada setiap sampel. Hasil kultur pada medium TSIA terlihat pada Gambar 2.



Gambar 2. Hasil uji konfirmasi menggunakan medium TSIA. A. medium TSIA tanpa inokulasi sampel (Kontrol); B. sampel positif *Salmonella sp;* C. sampel positif *E.coli*; D. sampel positif *Shigella flexineri*

Sampel 1,4,6,7,8,12,14, dan 16 menunjukkan positif *E.coli* dengan kriteria slant/depth (kuning/kuning) dengan perubahan medium dari merah (basa) menjadi kuning (asam). Hal tersebut menunjukkan E.coli mampu memfermentasi glukosa, sukrosa, dan laktosa. E.coli mampu menghasilkan gas karena hasil fermentasi karbohidrat yang mengakibatkan retak pada media, tetapi tidak menghasilkan H2S (Lebbofe & Pierre 2011). Sampel 2, 3, 5, 11, 13, dan 17 menunjukkan positif Shigella flexneri dengan kriteria slant/depth (merah/kuning). Perubahan depth dari merah menjadi kuning menunjukkan Shigella flexneri hanya mampu memfermentasi glukosa tanpa menghasilkan gas dan H2S (Tantri 2016). Sampel 9,10, dan 15 positif Salmonella sp dengan kriteria slant/depth (merah/kuning). Pada bagian depth terjadi perubahan warna dari merah menjadi kuning yang menunjukkan Salmonella sp hanya mampu memfermentasi glukosa, sedangkan bagian slant tetap merah. Terbentuk gas dari fermentasi H2 dan CO2 yang ditunjukkan dengan retaknya medium, dan membentuk H2S atau endapan hitam (Goldman & Lorrence 2015). Reaksi terbentuknya H₂S sebagai berikut:



Faktor penyebab adanya Salmonella sp pada jajanan jus buah di Kecamatan Gunungpati antara lain bahan baku pembuatan jus buah, peralatan yang digunakan, penjual jus buah, dan lokasi penjualan jus buah (Lund et al. 2000). Jajanan jus buah dimungkinkan mengalami kontaminasi lebih dari satu jenis bakteri, tetapi faktor-faktor lain seperti viabilitas dan jumlah sel dapat menyebabhan tidak terlihatnya jenis bakteri lain, sehingga yang terlihat hanya bakteri dominan (positif semu).

SIMPULAN

Hasil PCR dan uji konfirmasi kultur pada medium TSIA menunjukkan bahwa tiga dari 17 sampel jus buah yang dijajakan di wilayah Kecamatan Gunungpati positif *Salmonella sp.*

DAFTAR PUSTAKA

Amalia U. 2013. Optimasi *Polymerase Chain Reaction* (PCR) untuk Deteksi *Salmonella* spp. pada Udang Segar. *Tesis*. Institut Teknologi Bandung

Arum W. 2008. Deteksi bakteri *Salmonella* pada sampel makanan dan minuman dengan metode *Polymerase Chain Reaction. Skripsi.* Depok: FMIPA Universitas Indonesia

Bintari SH, Fibriana F, Dewi M, Iswari RS. 2014. PCR approach for rapid detection of *Escherichia coli* in tempe using a specific primer. *J Biological Researches*. 19: 54-59

[BPOM] Badan Pengawas Obat dan Makanan Republik Indonesia. 2008. Pengujian mikrobiologi pangan. Journal Info POM 9 (1).

[BSN] Badan Standarisasi Nasional. 2014. SNI. 3719-2014: Minuman sari buah. Jakarta: Badan Standarisasi Nasional

Goldman E, & Lorrence HG. 2015. *Practical handbook of microbiology*. Third edition. Francis: CRC Press

Lebbofe MJ, & Pierre BE. 2011. *A photo graphic atlas for the microbiology laboratory.* Morton Publishing Company

Liu CH, & Ou JT. 1996. Rapid identification of *Salmonella* serovars in feces by specific detection of virulence genes, invA and spvC, by an erichment broth culture-multiplex PCR combination assay. *J Clin Microbiol*. 34: 2619-1622

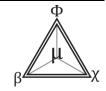
Lund BM, Baird-Parker TC, &Gould GW. 2000. *The microbiologycal safety and quality of food.*Maryland: Aspen Publishers, inc

- Malorny B, Hoorfar J, Bunge C, & Helmuth R. 2003. Multicenter validation of the analytical accuracy of *Salmonella* PCR: Towards an international standard appl environ. *Microbiol*. 69(1): 290-296
- Marwayana ON. 2015. Ekstraksi asam Deoksiribonukleat (DNA) dari sampel jaringan otot. *Jurnal oseana*. 11(2): 1-9
- Prayoga W, & Agustin K.W. 2015. Polymerase Chain Reaction untuk deteksi Salmonella sp. Jurnal Pangan dan Agroindustri. 3(2): 438-488
- Rahn K, DeGrandis SA, Clarke RC, McEwen SA, Galan JE, Ginnocch OC, Curtissii R, & Gyles CL.1992. Amplification of invA gene sequence of Salmonella typhimurium by Polymerase Chain

- Reaction as a specific methode of detection of *Salmonella. J Mol Cell Probes.* 6: 271-279
- Sudian S. 2008. Pengujian mikrobiologi pangan. *Jurnal Info POM* 9(2): 1-9
- Tantri BUN. 2016. Identifikasi bakteri *Escherichia coli,* Shigella sp, dan Salmonella sp pada air sumur di wilayah pembuangan limbah tahu dan limbah ikan Kota Bandar Lampung. Skripsi. Lampung: Universitas Lampung.
- Upadhyay BP, Fuangfa U, Jarinee T, Yuvadee M, Niracha W, & Srisin K. 2010. Detection of *Salmonella* invA gene in shrim enrichment culture by *Polymerase Chain Reaction*. *J Trop Med Public Health*. 41(2): 427-435



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Keanekaragaman Plankton di Kawasan Cagar Alam Tlogo Dringo, Dataran Tinggi Dieng, Jawa Tengah

A P Anggara™, N E Kartijono, P M H Bodijantoro

Jurusan Biologi, FMIPA Universitas Negeri Semarang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: diversity, plankton, Tlogo Dringo

Abstrak

Tlogo Dringo merupakan Cagar Alam yang terletak di Desa Pekasiran, Kecamatan Batur, Banjarnegara, Jawa Tengah. Hasil observasi menunjukkan bahwa sangat sedikit fauna yang ditemukan di area Cagar Alam Tlogo Dringo dikarenakan tingginya aktivitas pemanfaatan air. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis keanekaragaman, kelimpahan plankton, dan kondisi perairan di Tlogo Dringo. Penelitian ini adalah penelitian deskriptif. Plankton diambil di sembilan stasiun observasi menggunakan plankton net 25. Pengambil sampel dengan metode komposit dan variasi kedalaman (30 cm dan 6 m). Data yang diperoleh dianalisis secara deskriptif untuk jenisjenis plankton, parameter fisika kimia perairan, indeks keanekaragaman, indeks dominansi, dan indeks keseragaman plankton. Hasil penelitian menunjukkan bahwa 24 jenis plankton, terdiri dari 17 jenis fitoplankton dan 7 jenis zooplankton dengan kelimpahan total plankton 69.096 ind/L. Parameter fisika kimia perairan dapat mendukung pertumbuhan plankton. Tidak ada jenis plankton yang dominan di Tlogo Dringo.

Abstract

Tlogo Dringo is a Natural Reserve located in Pekasiran Village, Batur Sub-District, Banjarnegara District, Central Java. Observation showed that very few fauna were found in Tlogo Dringo Natural Reserve area due to the high activity of water utilization. This research aimed to know the diversity and abundance of plankton and water conditions of Tlogo Dringo. This research was a descriptive research. Plankton net 25 was used to collect plankton in nine observation stations, using sample composite method and depth variation method (30 cm and 6 m). The data obtained were analyzed descriptively for plankton types, plankton abundance, chemical physical parameters of water, index of diversity, index of dominance, and plankton uniformity index. The results showed that 24 types of plankton were found in Tlogo Dringo, namely 17 types of phytoplankton and 7 types of zooplankton with a total plankton abundance of 69,906 individuals/Liter. The chemical physical parameters of water support for plankton growth. There was no dominant plankton types in Tlogo Drigo

© 2017 Universitas Negeri Semarang

Alamat korespondensi: ISSN 0215-9945

E-mail: anastasiamavesha@gmail.com

PENDAHULUAN

Kawasan konservasi mempunyai peran sangat besar terhadap perlindungan keanekaragaman hayati. Cagar alam didefinisikan sebagai kawasan konservasi yaitu suaka alam dengan keadaan alamnya yang mempunyai kekhasan tumbuhan, satwa, dan ekosistem tertentu yang perlu dilindungi perkembangannya berlangsung secara Cagar Alam (CA) Tlogo Dringo terletak di dataran tinggi Dieng, secara administratif masuk wilayah Desa Pekasiran, Kecamatan Batur, Banjarnegara, Jawa Tengah. Tlogo Dringo merupakan bekas kepundan letusan gunung berapi (1786), yang berupa kawah mati dan membentuk cekungan sebagai tempat tadah air hujan serta munculnya mata air di sekitar telaga.

Berdasarkan data inventarisasi potensi kawasan cagar alam BKSDA Jawa Tengah (2014), di kawasan Cagar Alam Tlogo Dringo sangat rentan mengalami penurunan kualitas perairan akibat ilegal beberapa aktivitas yang dilakukan masyarakat. Salah satu aktivitas tersebut adalah tingginya pemanfaatan air menggunakan pompa air (Gambar 1). Beberapa aktivitas lain seperti pemancingan ikan dan penyediaan perkemahan bagi wisatawan di sekitar kawasan Cagar Alam juga dapat meningkatkan resiko terganggunya kestabilan ekosistem perairan.



Gambar 1. Aktivitas pemompaan air di CATlogo Dringo, Dieng

Plankton merupakan organisme yang sensitif terhadap perubahan lingkungan. Kelimpahan, keanekaragaman, dan dominansi plankton di perairan dapat digunakan sebagai indikator perairan tersebut apakah masih dalam kondisi baik atau telah mengalami gangguan

(Romimohtarto & Juwana 2001). Tinggi rendahnya tingkat keanekaragaman plankton di perairan dipengaruhi oleh faktor abiotik antara lain DO, BOD, pH, suhu, dan kecepatan arus (Oktavia *et al.* 2015).

Sejalan dengan perkembangan kondisi ekologi suatu kawasan konservasi cagar alam di masa mendatang, akan terjadi perubahan komposisi biota sehingga ada perubahan struktur dan fungsi secara ekologis. Oleh karena itu penting sekali diketahui komposisi plankton sebagai pendukung produktivitas suatu perairan. Tersediannya data keanekaragaman plankton, dapat digunakan untuk memprediksi biota-biota yang mungkin berasosiasi sehingga pengelolaan dan penjagaan wilayah konservasi dapat dilakukan secara lebih komprehensif (Colchester 2009).

METODE

Penelitian ini dilakukan di Tlogo Dringo, Dataran Tinggi Dieng, Jawa Tengah. Analisis plankton akan dilaksanakan di Laboratorium Taksonomi Hewan Universitas Negeri Semarang, sedangkan pengukuran parameter fisika kimia perairan di Balai Besar Teknologi Pencemaran Industri Semarang. Penelitian ini merupakan penelitian observatif deskriptif.

Penelitian awal dilakukan untuk mengetahui gambaran lokasi penelitian secara menyeluruh. Selanjutnya, dilakukan pengambilan data dalam skala kecil untuk mengetahui gambaran keanekaragaman dan kelimpahan plankton sebagai dasar dalam pengambilan contoh. Hasil observasi lapangan menunjukkan bahwa kondisi perairan yang relatif sama dari berbagai sudut sehingga ditentukan lima stasiun untuk penelitian awal berdasarkan arah mata angin dan dilakukan dengan dua variasi kedalaman (0 m dan 6 m). Metode yang digunakan yaitu dengan menyaring air sebanyak 10 L menggunakan plankton net (Grace Analytical Lab, 1994).

Berdasarkan hasil penelitian awal, ditetapkan sembilan stasiun pengambilan data, hasil yang diperoleh dapat mewakili masingmasing lokasi secara lebih merata. Melihat struktur bagian telaga yang berbentuk seperti "mangkuk" maka dilakukan dua metode pengambilan yaitu komposit pada bagian tepi telaga (kedalaman < 6 m) dan dengan variasi kedalaman (30 cm dan 6 m) pada bagian tengah telaga.

Penelitian diawali dengan mengambil air sebanyak 10 L di bagian permukaan (30 cm) dan kedalaman 6 m pada masing-masing stasiun yang telah ditentukan, kemudian menyaring air tersebut menggunakan plankton net 25. Setelah disaring, kemudian sampel air dipindahkan ke botol Winkler dan diberi formalin 1 %. Sampel air selanjutnya segera diidentifikasi jenis dan jumlah planktonnya berdasarkan buku kunci identifikasi plankton dari Needham & Needham (1963) dan Smith (1950). Proses identifikasi plankton dilakukan dengan mengambil sampel air sebanyak menggunakan pipet kemudian meneteskan pada sedgewick rafter. Pengamatan dilakukan di bawah mikroskop dengan perbesaran 40x 10 (Grace Analytical Lab. 1994).

Data yang diperoleh kemudian dianalisis nilai indeks keanekaragaman (H'), dominansi (C), dan keseragaman (E). Indeks keanekaragaman plankton dihitung berdasarkan rumus Shannon-Winner (Heip *et al.* 1998). Kriteria kisaran indeks keanekaragaman $H' \le 1$ = keanekaragaman jenis rendah; $1 \le H' \le 3$ = keanekaragaman jenis sedang;

 $H' \geq 3$ = keanekaragaman jenis tinggi. Indeks dominansi untuk mengetahui jenis plankton yang mendominasi wilayah tersebut. Menurut Simpson (1949), 0 < C < 0.5 = tidak ada jenis yang mendominasi dan 0.5 < C < 1 = terdapat jenis yang mendominasi. Indeks keseragaman dihitung dengan rumus Pielou (Heip *et al.* 1998). Nilai indeks keseragaman dibedakan dengan kategori E ≤ 0.4 = keseragaman rendah, komunitas tertekan; $0.4 \leq E \leq 0.6$ = keseragaman sedang, komunitas labil; $E \geq 0.6$ = keseragaman tinggi, komunitas stabil.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Keanekaragaman Plankton

Berdasarkan hasil penelitian, keanekaragaman jenis plankton yang diperoleh meliputi 17 fitoplankton dan 7 zooplankton, berturut-turut terdiri dari 3 kelas fitoplankton (Chlorophyceae, Bacillariophyceae, dan Dinophyceae) dan 2 kelas zooplankton (Crustacea dan Rotifera) (Tabel 1).

Tabel 1. Keanekaragaman Jenis Plankton di Cagar Alam Tlogo Dringo, Dieng

Fitoplankton	Kelas	Zooplankton	Kelas
Characium sp	Chlorophyceae	Bosmina sp	Crustacea
Cosmorium sp		Cypridopsis sp	
Eudorina sp		<i>Cyclops</i> sp	
Gloecystis sp		<i>Diaptomus</i> sp	
Gonatozygon sp		Nauplius sp	
<i>Gronbladia</i> sp		Keratella sp	Rotifera
Micrasterias sp		<i>Notholca</i> sp	
Oedogonium sp			
Pediastrum sp			
Protococcus sp			
<i>Ulothrix</i> sp			
Xanthidium sp			
Amphora sp	Bacillariophyceae	-	
Cocconeus sp			
Synendra sp			
Ceratium sp	Dinophyceae	-	
Peridinium sp			

Keanekaragaman fitoplankton yang ditemukan di Tlogo Dringo, Dieng, lebih banyak dibandingkan dengan keanekaragaman jenis zooplankton. Pada fitoplankton, keanekaragaman jenis paling banyak ditemukan pada kelas Chlorophyceae yaitu sebesar 70 % (12 jenis)

meliputi Characium sp., Cosmorium sp., Eudorina sp., Gloecystis sp., Gonatozygon sp., Gronbladia sp., Micrasterias sp., Oedogonium sp., Pediastrum sp., Protococcus sp., Ulothrix sp., Xanthidium sp. Pada kelas Bacillariophyceae ditemukan sebanyak 17 % (3 jenis) meliputi Amphora sp., Cocconeis sp., Synendra sp. dan pada Dinophyceae 13 % (2 jenis) meliputi Ceratium sp. dan Peridinium sp. Pada zooplankton, hasil penelitian menunjukkan bahwa keanekaragaman jenis lebih kecil dibandingkan dengan fitoplankton. Jenis zooplankton yang paling banyak ditemukan adalah dari kelas Crustacea (5 jenis) meliputi Bosmina sp., Cypridopsis sp., Diaptomus sp., Cyclop sp., dan Nauplius sp., sedangkan pada kelas Rotifera hanya ditemukan 2 jenis zooplankton yaitu Keratella sp. dan Notholca sp..

penelitian menunjukkan Hasil bahwa keanekaragaman jenis dari fitoplankton lebih dibandingkan zooplankton. Keanekaragaman fitoplankton yang lebih tinggi menunjukkan bahwa ekosistem perairan pada lokasi penelitian masih relatif stabil dengan jumlah jenis fitoplankton selaku produsen utama lebih tinggi daripada zooplankton selaku konsumen utama fitoplankton secara langsung (Oktavia et al. 2015). Perairan vang stabil dengan keanekaragaman fitoplankton yang tinggi, memungkinkan hadirnya biota lebih banyak dengan tingkatan trofik yang lebih tinggi sehingga produktifitas perairan juga akan meningkat.

Kelimpahan Plankton

Kelimpahan total seluruh plankton yang ditemukan di Tlogo Dringo sebesar 69.904 ind/L dengan kelimpahan fitoplankton lebih tinggi dibandingkan kelimpahan zooplankton. Kelimpahan fitoplankton dari masing-masing kelas menunjukkan bahwa kelimpahan tertinggi adalah kelas Chlorophyceae yaitu sebesar 38.517 ind/L. Pada kelas Bacillariophyceae, Synendra sp merupakan jenis yang memiliki kelimpahan paling tinggi dari jenis lainnya dengan kelimpahan sebesar 7.446 ind/L. Pada zooplankton, kelimpahan tertinggi adalah kelas Crustacea yaitu sebesar 8.216 ind/L, sedangkan kelas Rotifera sebesar 3.820 ind/L yang didominasi oleh Keratella sp dengan kelimpahan mencapai 3.525 ind/L dan merupakan jenis zooplankton dengan

kelimpahan tertinggi dibandingkan zooplankton lainnya.

Hasil penelitian menunjukkan bahwa kelimpahan total plankton yang diperoleh sebesar 69.904 ind/L. Menurut Veronica et al. (2014) perairan dengan tingkat kesuburan rendah memiliki kepadatan plankton kurang dari 104 ind/L, kesuburan sedang lebih tinggi dari 104 ind/L, dan kesuburan sangat tinggi di atas 107 ind/L. Plankton dengan tingkat kepadatan di atas 10⁷ ind/L disebut *blooming*. Dengan demikian, Dringo termasuk perairan dengan kesuburan sedang (>10⁴ ind/L). Hal menunjukkan bahwa kondisi kesuburan perairan Tlogo Dringo cukup baik untuk menunjang kehidupan ekosistem perairan tersebut.

Indeks Keanekaragaman, Indeks Dominansi, dan Indeks Keseragaman

Hasil analisis perhitungan indeks keanekaragaman (H'), indeks keseragaman (E), dan indeks dominansi (C) sebagai data pendukung dalam penelitian ini terlihat pada Tabel 2.

Tabel 2. Nilai H', C, dan E Plankton di Cagar Alam Tlogo Dringo, Dieng.

Indeks Biologi	Hasil Analisis
H'	1.167
С	0.072
E	0.47

Tabel Berdasarkan 2, indeks keanekaragaman plankton di Tlogo Dringo termasuk dalam kategori sedang. Menurut Heip et al.(1998), 1≤H≤3 menunjukkan keanekaraga- man jenis sedang, produktivitas perairan cukup, kondisi ekosistem cukup seimbang, dan tekanan ekologis sedang. Produktivitas perairan yang baik akan membantu biota perairan khususnya plankton untuk dapat meningkatkan jenis dan jumlah plankton yang mampu beradaptasi pada Tlogo Dringo. Untuk meningkatkan produktivitas tersebut diperlukan stasbilitas ekosistem perairan misalnya dalam hal ketersediaan pakan dan oksigen sehingga komponen pendukung kehidupan biota perairan terjaga. Upaya-upaya tersebut tidak hanya dilakukan oleh pihak pengelola/pemerintah, namun kesadaran warga sekitar juga sangat dibutuhkan.

Nilai indeks dominansi plankton di Tlogo Dringo adalah $0.5 \le C \le 1$, menunjukkan tidak terdapat jenis yang mendominasi. Setiap jenis plankton mampu berasosiasi dengan baik dalam suatu ekosistem sehingga tidak ditemukan faktor yang menyebabkan tekanan ekologis dari jenis plankton tertentu. Hal in juga mengindikasikan tidak ada lokasi-lokasi tertentu yang memiliki perbedaan signifikan dari jumlah/jenis plankton, dengan demikian semua lokasi pengamatan di Tlogo Dringo dapat menunjang kehidupan biota perairan dengan baik khususnya plankton. Keseimbangan ekosistem yang telah terbentuk pada perairan Tlogo Dringo diharapkan selalu terjaga baik melalui upaya perlindungan oleh pemerintah dan masyarakat agar keseimbangan ekosistem perairan terus meningkat.

Nilai indeks keseragaman plankton di Tlogo 0,4≤E≤0,6 Dringo adalah menunjukkan keseragaman sedang atau kesamaan jenis biota perairan dalam kategori sedang. Indeks keseragaman yang sedang menunjukkan bahwa setiap jenis plankton terdistribusi secara merata pada seluruh lokasi pengamatan. Hal ini memungkinkan masih ada jenis yang belum terdistribusi dengan baik sehingga mengalami tekanan yang dapat menurunkan keberlangsungan hidupnya atau sebaliknya dapat mendominasi perairan. Kondisi ini diharapkan akan terus berubah dengan melakukan pemantauan secara rutin untuk mengetahui faktor-faktor yang menyebabkan dominansi pada lokasi tertentu serta meminimalisir terjadinya faktor tersebut.

Parameter Fisika Kimia Perairan

Kondisi keseimbangan perairan baik fisika, kimia, dan biologi sangat penting bagi kelangsungan hidup biota perairan khususnya plankton karena antara satu sama lain yang saling berkaitan. Tabel 3 adalah hasil pengukuran parameter fisika kimia perairan di Tlogo Dringo.

Data pada Tabel 3 menunjukkan kondisi faktor lingkungan seperti penetrasi cahaya, pH, dan DO berada pada nilai yang optimal untuk mendukung keberlangsungan hidup plankton di perairan, baik fitoplankton maupun zooplankton. Sementara pada parameter suhu, menunjukkan suhu Tlogo Dringo lebih rendah dibandingkan syarat kehidupan plankton. Rendahnya suhu

perairan Tlogo Dringo dapat membatasi keanekaragaman jenis agar dapat beradaptasi.

Tabel 3. Hasil Pengukuran Parameter Fisika Kimia Tlogo Dringo

Parameter	Hasil	Kisaran Hidup Plankton						
Suhu (°C)	18,9- 21,8	20-30 (Nybakken, 1992)						
Penetrasi Cahaya (cm)	42-58	30-50 (Boyd, 2000)						
рН	5,96- 7,02	6-9 (Tait, 1981)						
DO (mg/L)	4-7,2	> 2 (Pescod dalam Andriyani <i>et al</i> . 2014)						

Pengukuran kadar COD dan BOD digunakan sebagai data pendukung untuk mendeteksi kemungkinan adanya pencemaran pada perairan yang diteliti. Tabel 4 adalah hasil pengukuran COD dan BOD.

Tabel 4. Kadar COD dan BOD Tlogo Dringo, Dieng

Parameter	Hasil (mg/L)	Indikator Perairan
COD	7 - 34	>50 (tercemar) PP 82 Th 2001 (Kelas III)
BOD	2.9 - 10	>10 (tercemar) PP 82 Th 2001 (Kelas III)

Berdasarkan data pada Tabel 4, kisaran kadar COD dan BOD di Tlogo Dringo di bawah nilai ambang batas indikator perairan yang tercemar, dengan demikian kadar COD dan BOD yang ada masih dalam kisaran toleransi yang mendukung kehidupan biota perairan khususnya plankton.

SIMPULAN

Di perairan Tlogo Dringo terdapat 24 genera plankton, meliputi 17 fitoplankton dan 7 zooplankton. Kelimpahan plankton yang ditemukan termasuk dalam perairan dengan kesuburan sedang. Parameter fisika kimia perairan menunjukkan bahwa perairan Tlogo Dringo sangat baik untuk menunjang kehidupan plankton. Suhu perairan Tlogo Dringo lebih rendah dibandingkan syarat kehidupan plankton, sehingga berpotensi menghambat kehidupan plankton dan hanya jenis

tertentu yang mampu beradaptasi dalam suhu tersebut.

DAFTAR PUSTAKA

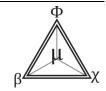
- Boyd. 2000. Case Studies Of World Shrimp Farming. Global Aquaculture Alliance. *The Advocate*. 3: 11-12.
- Colchester M. 2009. Menyelamatkan Alam: Penduduk Asli Kawasan Perlindungan dan Konservasi Keanekaragaman Hayati. Denpasar: WGCop.
- Grace Analytical Lab. 1994. Standard Operating
 Procedure for Phytoplankton Sample Collection
 and Preservation. Chicago: 536 South Clark Street
 10th Floor.
- Heip CHR, Peter MJH & Karline S. 1998. Indice of Diversity and Evennes. *Oceanis*. 24(4): 61-87.
- Inventarisasi Potensi Kawasan CA Pringombo I dan II, CA Tlogo Dringo dan CA Tlogo Sumurup Kabupaten Banjarnegara. 2014. Semarang: Balai Konservasi dan Sumber Daya Alam Jawa Tengah.
- Nedham GJ & Nedham PR. 1963. A Guide to the Sudy of Freshwater Biologt. Holden Day. Inc, San Francisco.

- Nybakken JW. 1988. *Biologi LautSuatu Pendekatan Ekologis.* Jakarta: PT. Gramedia Pustaka.
- Oktavia N, Purnomo T & Lisdiana L. 2015. Keanekaragaman Plankton dan Kualitas Air Kali Surabaya. *Jurnal Lentera Bio.* 4(1): 103-107.
- Pescod MB. 1973. Investigation of Rational Effluent and Stream Standarts for Tropical Countries. A.I.T., Bangkok.
- Romimohtarto K & Juwana S. 2001. Biologi Laut: Ilmu Pengetahuan tentang Biologi Laut. Jakarta. Djambatan. hlm 483
- Simpson EH. 1949. Measurement of Diversity. *Nature*. 163: 688.
- Smith GM. 1950. The Freshwater Algae of the United States. 2 nd ed. M. C. Graw Hill Book Company Inch. New YorkTait RV. 1981. Element of Marine Ecology. London. Butterworths.
- Veronica E, Setyo L, Amin, Soemarno, Arfiati, Dian. 2014.

 Effect of Water Quality On Phytoplankton
 Abundance in Hampalam River And Fish Pond of
 Batanjung Village. Malang. Doctoral Program of
 Agriculture Science. Faculty Of Agriculture.
 University Of Brawijaya



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Pengaruh Pemberian Inokulan Legin dan Mulsa terhadap Jumlah Bakteri Bintil Akar dan Pertumbuhan Tanaman Kedelai Varietas Grobogan

A M Ni'am™, S H Bintari

Jurusan Biologi, FMIPA Universitas Negeri Semarang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: Legin, Mulch, Soybean

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk menguji keefektifan pemberian inokulan legin dan mulsa terhadap jumlah bakteri bintil akar dan pertumbuhan tanaman kedelai varietas Grobogan. Rancangan penelitian yang digunakan yaitu Rancangan Acak Kelompok (RAK) dengan 2 faktor dan 4 ulangan. Faktor pertama adalah pemberian inokulan legin dengan empat perlakuan yaitu L0 (tanpa inokulan), L1 (5 g/kg benih), L2 (10 g/kg benih), L3 (15 g/kg benih). Faktor kedua adalah pemberian mulsa dengan dua perlakuan yaitu M0 (tanpa diberi mulsa) dan M1 (diberi mulsa). Hasil penelitian menunjukkan pemberian inokulan legin dan mulsa dapat meningkatkan jumlah bakteri bintil akar, tinggi tanaman, berat basah tanaman, dan berat kering tanaman. Dosis terbaik dalam penelitian ini adalah pemberian inokulan legin 15 g/kg benih dan mulsa. Simpulan hasil penelitian menunjukkan bahwa pemberian inokulan legin dan mulsa berpengaruh terhadap jumlah bakteri bintil akar dan pertumbuhan tanaman kedelai varietas Grobogan.

Abstract

This study aims to test the effectiveness inoculant legin and mulch for the number of bacteria nodule root and growth of Grobogan soybean varieties. The research design used is Group Randomized Design method with 8 combination of treatments and 4 repetation. The results showed that inoculant legin and mulch could increase the number of bacteria nodule root, plant height, wet weight of plant, and dry weight of plant. The best dose in this study was inoculant of legin 15 g / kg seed and mulch. Conclusion of research result showed that inoculant legin and mulch have an effect on the number of bacteria nodule root and soybean growth varieties of Grobogan.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

[™] Alamat korespondensi:

ISSN 0215-9945

PENDAHULUAN

Kedelai merupakan salah satu komoditas penting di Indonesia yang mempunyai kandungan protein tinggi, harganya terjangkau untuk semua lapisan masyarakat dan banyak dimanfaatkan pada sektor pangan yaitu sebagai bahan baku pembuatan tempe, kecap dan tahu. Kedelai di Indonesia banyak ditanam di dataran rendah yang sedikit mengandung air. Salah satu varietas unggul adalah varietas Grobogan. Varietas ini unggul karena warna biji yang putih kekuningan, memiliki berat per 100 biji 16-20 gram, tingkat produktivitas tanamannya tergolong cukup tinggi yaitu berkisar 2,77-3,4 ton per ha, umurnya pendek (76 hari), dan polongnya besar. Selain itu tingkat kematangan polong dan bersamaan, sehingga pada saat dipanen daun kedelai sudah rontok (PPPTP 2010).

Banyak faktor lingkungan yang mempengaruhi pertumbuhan kedelai, seperti cekaman kekeringan, kekurangan tertentu, temperatur, kebanjiran, waktu tanam yang tidak tepat, gangguan hama dan penyakit. Faktor lain yang juga mempengaruhi pertumbuhan kedelai adalah penerapan yang belum teknologi tepat, sehingga diperlukan perbaikan teknologi budidaya dan pasca panen, perluasan area penanaman, serta perbaikan mutu produksi melalui intensifikasi pertanian (Rukmana & Yuniarsih 1996).

Pertumbuhan kedelai memerlukan nitrogen dalam jumlah yang cukup. Nitrogen (N) termasuk unsur makronutrien yang sangat dibutuhkan oleh tumbuhan. Pupuk N buatan (anorganik) yang bahan dasarnya menggunakan gas alam mempunyai keterbatasan karena gas alam tidak dapat diperbarui. Penggunaan pupuk anorganik terus menerus akan mengakibatkan pencemaran lingkungan, pemasaman tanah, salinisasi, tercemar logam berat dan pemadatan tanah (Djajakirana 2001). Oleh karena itu, diperlukan teknologi penambatan N secara hayati melalui inokulasi rhizobium/legin untuk mengefisienkan pemupukan Nitrogen (Noortasiah 2005). Legin merupakan inokulum yang mengandung bakteri Rhizobium. Bakteri Rhizobium adalah

bakteri yang dapat bersimbiosis dengan tanaman legum dan termasuk bakteri penambat nitrogen. Beberapa keuntungan yang diperoleh dengan memanfaatkan kelompok bakteri penambat nitrogen sebagai pupuk hayati menurut Khairul (2001) adalah tidak mempunyai efek samping, efisiensi penggunaan dapat ditingkatkan tanpa menimbulkan bahaya pencemaran terhadap lingkungan, harga yang relatif murah, dan teknologi yang cukup sederhana. Inokulasi legin akan membentuk bintil akar yang berfungsi dalam pengikatan nitrogen sehingga meningkatkan pertumbuhan tanaman kedelai. Rhizobium diketahui bermanfaat secara langsung mempercepat pertumbuhan dan perkembangan tanaman dengan menghasilkan zat pengatur tumbuh (Hoflich et al. 1995), dan perbaikan serapan hara (Biswas et al. 2000).

Perubahan iklim yang tidak dapat menyebabkan diprediksi pertumbuhan tanaman kedelai kurang optimal sehingga kedelai menurun. produksi Untuk meminimalkan masalah ini, perlu solusi untuk memperbaiki iklim mikro di sekitar tanaman kedelai. Salah satu teknik modifikasi iklim mikro adalah dengan menggunakan mulsa. Mulsa merupakan bahan atau material penutup lahan pertanian, untuk mencegah kehilangan air dari tanah, menjaga temperatur dan kelembaban tanah (Mulyatri 2003). Lament (1993) menyebutkan bahwa penggunaan plastik mempunyai mulsa beberapa keuntungan, yaitu produksi lebih tinggi, mengurangi evaporasi, menghambat pertumbuhan gulma (mulsa plastik hitam dan hitam perak), dan mengurangi kehilangan hara pada pupuk. Mulsa biasanya diterapkan saat menjelang musim tanam. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui pengaruh pemberian inokulan legin dan mulsa terhadap jumlah bakteri bintil akar dan pertumbuhan tanaman kedelai varietas Grobogan.

METODE

Penelitian dilakukan di Kebun Mahapala UNNES dan Laboratorium Mikrobiologi FMIPA UNNES. Sampel yang digunakan adalah tanaman kedelai varietas Grobogan. Penelitian ini menggunakan Rancangan Acak Kelompok (RAK) pola faktorial 4x2, dengan 4 ulangan. Faktor pertama adalah pemberian inokulan legin dengan empat perlakuan yaitu L_0 (tanpa inokulan), L_1 (5 g/kg benih), L_2 (10 g/kg benih) (Mulyadi 2012), L_3 (15 g/kg benih) (Purwaningsih 2009). Faktor kedua adalah pemberian mulsa dengan dua perlakuan yaitu M_0 (tanpa diberi mulsa) dan M_1 (diberi mulsa).

Penanaman dilakukan dalam polibag, berisi 13 kg tanah yang terlebih dahulu dicangkul agar tanah gembur sehingga dapat menciptakan kondisi tanah yang memiliki aerasi dan drainase yang baik. Inokulasi legin dilakukan dengan metode pelapisan biji. Benih ditanam 2 biji per polibag ke dalam lubang tanam + 2 cm. Pada saat tanam dilakukan pemupukan KCl 75 kg/ha (0,2 g per polibag) dan SP-36 100 kg/ha (0,27 g per polibag) (Purwaningsih 2009). Pemberian mulsa dilakukan pada saat penanaman benih dengan menghamparkan mulsa plastik perak di atas polibag. Penyiraman dilakukan 2 kali sehari yaitu pagi dan sore hari kecuali hujan. Penyulaman dilakukan untuk menggantikan tanaman yang mati, layu, rusak atau kurang baik pertumbuhannya. Penyiangan gulma dilakukan setiap 2 minggu sekali. Pemanenan dilakukan pada umur 14 & 28 hari. Parameter

yang diukur meliputi tinggi tanaman, berat basah tanaman, berat kering tanaman dan jumlah bakteri bintil akar. Penghitungan jumlah bakteri bintil akar dilakukan dengan metode cawan hitung (plate count) (Lay 1994). Koloni Rhizobium dicirikan oleh warna merah muda, bulat dan cembung.

Data yang diperoleh dilakukan pengujian menggunakan analisis varian (ANAVA) dua jalan dengan taraf signifikansi 95%. Apabila terdapat pengaruh atau interaksi antar perlakuan maka dilanjutkan dengan uji perbandingan antar perlakuan. Uji perbandingan yang digunakan adalah uji BNT dengan taraf signifikansi 95%.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil analisis ANAVA menunjukkan bahwa pemberian inokulan legin dan mulsa meningkatkan jumlah bakteri bintil akar dan pertumbuhan tanaman kedelai. Pemberian inokulan legin membantu menambah jumlah bakteri sehingga proses penambatan nitrogen dari udara menjadi lebih efektif. Pemberian mulsa membantu menjaga suhu tanah sehingga pertumbuhan bakteri rhizobium meningkat karena berada pada suhu optimal pertumbuhan.

Tabel 1. Rataan jumlah bakteri bintil akar, tinggi tanaman, berat basah tanaman, berat kering tanaman oleh penggunaan inokulan legin (L) dan mulsa (M) pada umur 14 hari.

1 00		O	. ,				
Jumlah	Bakteri	Bintil	Tinggi Tanaman	Berat	Basah	Berat	Kering
Akar (x í	10 ⁶ cfu/g)		(cm)	Tanamaı	n (g)	Tanamai	n (g)
2,75 h			7,4 ^h	1,32 h		0,13 h	
4,75 fg			9,1 ^f	3,12 ^f		0,49 f	
6 e			10,1 ^e	4,18 ^e		0,68 e	
7,75 ^d			11,1 ^d	5,21 ^d		0,82 d	
3,75 gh			8,3 ^g	2,18 ^g		0,30 g	
9 c			12,1 ^c	6,14 ^c		1,11 ^c	
10,5 b			13,0 b	7,16 b		1,22 bc	
11,75 a			14,1 ^a	8,17 a		1,38 ab	
	Akar (x 2 2,75 h 4,75 fg 6 e 7,75 d 3,75 gh 9 c 10,5 b	Akar (x 10 ⁶ cfu/g) 2,75 h 4,75 fg 6 e 7,75 d 3,75 gh 9 c 10,5 b	Akar (x 10 ⁶ cfu/g) 2,75 h 4,75 fg 6 e 7,75 d 3,75 gh 9 c 10,5 b	Akar (x 106 cfu/g) (cm) 2,75 h 7,4 h 4,75 fg 9,1 f 6 e 10,1 e 7,75 d 11,1 d 3,75 gh 8,3 g 9 c 12,1 c 10,5 b 13,0 b	Akar (x 106 cfu/g) (cm) Tanaman 2,75 h 7,4 h 1,32 h 4,75 fg 9,1 f 3,12 f 6 e 10,1 e 4,18 e 7,75 d 11,1 d 5,21 d 3,75 gh 8,3 g 2,18 g 9 c 12,1 c 6,14 c 10,5 b 13,0 b 7,16 b	Akar (x 106 cfu/g) (cm) Tanaman (g) 2,75 h 7,4 h 1,32 h 4,75 fg 9,1 f 3,12 f 6 e 10,1 e 4,18 e 7,75 d 11,1 d 5,21 d 3,75 gh 8,3 g 2,18 g 9 c 12,1 c 6,14 c 10,5 b 13,0 b 7,16 b	Akar (x 106 cfu/g) (cm) Tanaman (g) Tanaman (g) 2,75 h 7,4 h 1,32 h 0,13 h 4,75 fg 9,1 f 3,12 f 0,49 f 6 e 10,1 e 4,18 e 0,68 e 7,75 d 11,1 d 5,21 d 0,82 d 3,75 gh 8,3 g 2,18 g 0,30 g 9 c 12,1 c 6,14 c 1,11 c 10,5 b 13,0 b 7,16 b 1,22 bc

Keterangan : L_0 = Tanpa inokulan, L_1 = 5 g/kg benih, L_2 = 10 g/kg benih, L_3 = 15 g/kg benih, M_0 = Tanpa diberi mulsa, dan M_1 = Diberi mulsa.

Nilai yang diikuti huruf yang sama pada baris menunjukkan tidak berbeda nyata berdasarkan uji BNT 5%

Tabel 2. Rataan jumlah bakteri bintil akar, tinggi tanaman, berat basah tanaman, berat kering tanaman oleh penggunaan inokulan legin (L) dan mulsa (M) pada umur 28 hari.

	1 00		0	()	<i>7</i> 1			
Perlakuan	Jumlah	Bakteri	Bintil	Tinggi Tanaman	Berat	Basah	Berat	Kering
	Akar (x î	10 ⁹ cfu/g)		(cm)	Tanaman	(g)	Tanaman	ı (g)
M_0L_0	13 h			28,0 h	15,24 h		1,52 h	
M_0L_1	18 ^f			30,1 ^f	20,52 ^f		2,16 fg	
M_0L_2	20,5 e			31,3 e	23,43 ef		3,11 e	
M_0L_3	22,5 ^{de}			32,2 ^d	25,04 ^{de}		3,29 de	
M_1L_0	15,5 ^g			29,0 g	15,95 h		$1,78$ $^{\rm gh}$	
M_1L_1	$24 ^{\rm cd}$			33,2 ^c	27,79 ^{cd}		4,52 ^c	
M_1L_2	26,25 b			34,2 b	31,44 b		5,10 ^b	
M_1L_3	31,25 ^a			35,5 ^a	35,29 a		5,87 a	

Keterangan : L_0 = Tanpa inokulan, L_1 = 5 g/kg benih, L_2 = 10 g/kg benih, L_3 = 15 g/kg benih, M_0 = Tanpa diberi mulsa, dan M_1 = Diberi mulsa.

Nilai yang diikuti huruf yang sama pada baris menunjukkan tidak berbeda nyata berdasarkan uji BNT 5%.

Tabel 1 & 2 menunjukkan bahwa inokulasi legin dan mulsa meningkatkan tinggi tanaman. Perlakuan M₁L₃ (Inokulan legin 15 g/kg benih dan pemberian mulsa) tinggi tanamnya lebih tinggi dibandingkan perlakuan lainnya. Tinggi tanaman legum yang diinoku-lasi meningkat berarti ada peningkatan pertumbuhan, karena pada akar legum tersebut terdapat nodul efektif yang berisi bakteri rhizobium. Aktivitas rhizobium pada nodul bisa menambat N2 dari udara yang selain dipakai sendiri oleh bakteri, juga dipakai legum yang menjadi inangnya. Adanya sumbangan Nitrogen inilah yang menyebabkan peningkat-an pertumbuhan tanaman. Tanaman legum yang tidak diinokulasi tidak mendapat tambahan nitrogen, karena itu pertumbuhan-nya sangat lambat.

Perbedaan tinggi tanaman dimungkin-kan karena respon tanaman yang berbeda terhadap pemberian inokulan legin. Legin yang berisi bakteri akan menangkap nitrogen bebas dan mengubahnya menjadi asam amino. Sintesis asam amino ini akan memacu pembelahan, pemanjangan serta pembesaran sel-sel baru pada meristem apikal. Pembentukan batang berasal dari jaringan meristem apikal yang dalam perkembangannya disertai dengan pembelahan sel. Menurut Haryadi (1993), pada fase vegetatif lebih utama terjadi perkembangan pada akar, batang dan daun. Fase vegetatif ini berhubungan dengan 3 proses penting yaitu pembelahan sel, perpanjangan sel dan tahap diferensiasi sel. Penambahan jumlah dan ukuran sel akan memacu pembentukan jaringan dan selanjut-nya organ-organ tanaman. Pertambahan tinggi tanaman kedelai berjalan normal apabila selsel meristem pucuk dan meristem aksilaris selalu membelah secara aktif serta mengalami pembesaran.

Tabel 1 & 2 juga menunjukkan bahwa inokulasi legin dan mulsa meningkatkan berat basah tanaman, berat kering tanaman dan jumlah bakteri bintil akar. Pemberian inokulasi legin menunjukkan berbeda nyata dibanding-kan tanpa inokulasi, dan memberikan berat basah tanaman yang lebih tinggi daripada tanpa inokulasi. Daun merupakan organ paling penting sebagai tempat

berlangsungnya proses fotosintesis (Haryuni 2013). Menurut Salisbury (1995) setelah primodial daun terbentuk, daun berkembang dan bentuknya menjadi lebih besar, akibat aktivitas meristem pada sumbu daun. Daun akan berkembang setelah memperoleh zat makanan yang cukup, hal ini menyebabkan luas daun bertambah. Daun yang bertambah luas menyebabkan sinar matahari yang diterima semakin banyak dan dapat meningkatkan laju fotosintesis sehingga karbohidrat yang dihasilkan juga meningkat. Hasil fotosintesis tersebut kemudian diedarkan ke seluruh bagian tanaman terutama diguna-kan untuk proses pertumbuhan vegetatif dan generatif. Menurut Lahadassy et al. (2007) untuk mencapai berat segar optimal, tanaman membutuhkan energi dan unsur hara yang cukup digunakan untuk meningkatkan jumlah maupun ukuran sel serta kecukupan mempengaruhi kebutuhan Pengamatan berat kering tanaman dilakukan untuk mengukur banyaknya bahan hasil fotosintesis yang dihasilkan. Jumlah daun yang semakin banyak akan menyebabkan intensitas sinar matahari dan jumlah CO2 yang terserap juga semakin banyak sehingga akan meningkatkan laju fotosintesis. Peningkatan laju fotosintesis suatu tanaman akan menghasilkan hasil fotosintesis yang lebih baik. Pemberian inokulan legin mampu membantu menambah jumlah bakteri bintil akar. Hal ini bisa dilihat dari jumlah bintil akar yang terbentuk. Semakin banyak banyak jumlah bintil akar, semakin banyak jumlah bakteri bintil akar (Rhizobium) sehingga kemampuan menambat Nitrogen akan semakin tinggi pula. Hal ini sesuai dengan Arimurti et al. (2000) bahwa kemampuan Rhizobium dalam menambat nitrogen dari udara dipengaruhi oleh besarnya bintil akar dan jumlah bintil akar. Simbiosis antara rhizobia dengan akar tanaman legum akan menghasilkan organ penambat nitrogen yaitu bintil akar. Pada bintil akar terdapat sel-sel yang agak membesar berisi bakteroid dan diantaranya terdapat sel-sel yang lebih kecil dan lebih banyak mengandung pati. Bintil akar yang efektif memfiksasi N2, berwarna merah karena mengandung leghemoglobin. Bintil akar tetap aktif selama 50-60 hari, setelah itu akan mengalami penuaan. Pada saat penuaan, bakteroid dan leghemoglobin akan mengalami degradasi

sehingga bintil akar berwarna hijau atau coklat. Bentuk, ukuran, warna, tekstur dan letak bintil akar pada tanaman ditentukan oleh tanaman inang (Dierolf *et al.* 2001).

Pemberian mulsa berpengaruh nyata terhadap jumlah bakteri bintil pertumbuhan kedelai. Penggunaan mulsa plastik perak semakin lama, maka pemanfaatan cahaya matahari untuk proses metabolisme fotosintesis akan optimal (Utama et al. 2013). Hal ini sesuai dengan penelitian Noorhadi & Supriyadi (2003), bahwa perlakuan pemberian mulsa plastik hitam perak berpengaruh sangat nyata terhadap tinggi tanaman. Permukaan plastik yang berwarna perak mempunyai kelebihan yaitu mampu memantulkan sebagian besar cahaya matahari yang diterima. Besarnya cahaya matahari yang dipantulkan akan meningkatkan penyerapan cahaya matahari pada proses fotosintesis. Produk hasil fotosin-tesis digunakan pada sel-sel yang sedang tumbuh. Selain itu mulsa plastik perak hitam juga mampu mempertahankan kandungan air (tanah) dari penguapan yang terlalu tinggi (Noorhadi & Suprivadi 2003).

Permukaan perak mempunyai tujuan agar pemantulan cahaya matahari lebih banyak. Pemantulan cahaya matahari mempu-nyai efek ganda. Efek pertama adalah memperkecil aliran panas yang menuju ke tanah sehingga diharapkan suhu tanah dapat turun. Efek kedua adalah memperbesar cahaya matahari yang dapat diterima oleh daun-daun tanaman sehingga mampu meningkatkan proses fotosintesis (Umboh 1999).

Pemberian mulsa dalam penelitian ini adalah untuk mengurangi erosi permukaan tanah akibat mengurangi penguapan berlebih, menjaga temperatur dan kelembapan tanah, menekan laju pertumbuhan gulma, sehingga persaingan dalam memperoleh unsur hara, air, serta mineral dari dalam tanah rendah. Selain itu adanya mulsa di permukaan tanah dapat memperkecil naik turunnya suhu tanah pada siang dan malam hari, menjaga kelembaban tanah serta mencegah pertumbuhan gulma (Wihardjo 1997). Pemberian mulsa juga dapat mengendalikan tanaman pengganggu (gulma). Mulsa menyebabkan tanaman pengganggu tidak mendapat cukup

cahaya sehingga fotosintesis tanaman pengganggu menjadi tidak optimal dan terganggu. Tanaman pengganggu pada akhirnya akan mati. Dengan demikian persaingan untuk mendapatkan mineral dan air bisa diminimalkan.

Pemberian mulsa juga dapat menjaga temperatur dan kelembapan tanah. Menurut Hamdani (2009) penggunaan mulsa mampu menjaga suhu tanah lebih stabil dan mampu mempertahankan kelembaban di sekitar perakaran tanaman. Penggunaan mulsa akan mempengaruhi suhu tanah. Penggunaan mulsa mencegah radiasi langsung matahari (Bareisis & Viselga 2002). Midmore (1983) mengatakan bahwa suhu tanah siang hari lebih berpengaruh dibandingkan suhu tanah malam hari. Pada saat penelitian suhu berkisar antara 31-33°C. Penggunaan mulsa plastik hitam perak dapat menurunkan suhu 3°C disbanding-kan dengan tanpa mulsa (Hamdani 2009). Rhizobium tumbuh optimal pada suhu 25-30°C (Surtiningsih et al. Rhizobium yang tumbuh menyebabkan pertumbuhan rhizobium meningkat.

SIMPULAN

Pemberian inokulan legin dan mulsa berpengaruh terhadap jumlah bakteri bintil akar dan pertumbuhan tanaman Kedelai varietas Grobogan. Dosis terbaik dalam penelitian ini adalah pemberian inokulan legin 15 g/kg benih dan mulsa.

DAFTAR PUSTAKA

[PPPTP] Pusat Penelitian dan Pengembangan Tanaman Pangan. (2010). Deskripsi kedelai varietas Grobogan. http://pangan.litbang. pertanian.go.id/varietas-591.html [Diakses September 2017]

Arimurti S, Sutoyo & Winarsa R. 2000. Isolasi dan karakterisasi Rhizobia asal pertanaman pertanaman kedelai di sekitar Jember. *J Ilmu Dasar* 1 (2):39-47.

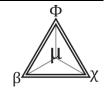
Bareisis RG & Viselga. 2002. Trends in the development of potato cultivation technologies. Institute of Agricultural Enginering, Raudonddevaris. Lituania http://tehnika.eau.ee. (diakses April 2015)

- Biswas JC, Ladha JK, & Dazzo FB. 2000. Rhizobia inoculation improves nutrient uptake and growth of lowland rice. *Soil Sci Soc Am J.* 64: 1644-1650.
- Dierolf T, Fairhurst T & Mutert E. 2001. *Soil Fertility Kit.*Potash & Phosphate Institute of Canada.
- Djajakirana G. 2001. Kerusakan tanah sebagai dampak pembangunan pertanian. Makalah disampaikan pada seminar petani "Tanah Sehat Titik Tumbuh Ekologis" di Sleman. 30 Oktober 2001
- Hamdani JS. 2009. Pengaruh jenis mulsa terhadap pertumbuhan dan hasil tiga kultivar kentang (*Solanum tuberosum* L.) yang ditanam di dataran medium. *J Agronomi Indonesia*. 37 (1): 14-20
- Haryadi SS. 1993. *Pengantar agronomi*. Gramedia. Jakarta
- Haryuni. 2013. Perbaikan pertumbuhan dan hasil stevia (Stevia rebaudiana Bertoni M) melalui aplikasi Trichoderma sp. Biosaintifika. 5 (2): 58-63
- Hoflich G, Wiche W, Bucholz CH. 1995. Rhizosphere colonization of different crops with growth promoting *Peudomonas* and *Rhizobium* bacteria. *Mikrobiol Res.* 150: 139-147.
- Khairul U. 2001. Pemanfaatan bioteknologi untuk meningkatkan produksi pertanian. Makalah Falsafah Sains. Program Makalah Falsafah Sains. Program Pasca Sarjana/S3. Institut Pertanian Bogor
- Lay BW. 1994. *Analisis mikroorganisme di laboratorium*. Jakarta: P.T. Raja Grafindo Persada.
- Lahadassy J, Mulyati AM, Sanaba AH. 2007. Pengaruh konsentrasi pupuk organik padat daun gamal terhadap tanaman sawi. *J Agrisistem*. 3(6): 51-55.
- Lament WJ. 1993. Plastic Mulches for the production of vegetable Crops. *HortTechnology*. 3(1): 35-39
- Midmore DJ. 1983. The use of mulch for potato in the hot tropics. *Circular.* 2 (1):1-2.

- Mulyadi A. 2012. Pengaruh pemberian legin, pupuk NPK (15:15:15) dan urea pada tanah gambut terhadap kandungan N, P total pucuk dan bintil akar kedelai (*Glycine max* (L.) Merr.). *Kaunia J Sains dan Teknologi.* 8(1): 21-29
- Mulyatri. 2003. Pengaruh Ketebalan Mulsa Jerami terhadap Pertumbuhan dan Hasil Beberapa Varietas Kacang Tanah (Arachis hypogaea L.).Jurnal Produksi tanaman 27(4): 80-90
- Noorhadi & Supriyadi. 2003. Pengaruh pemberian air dan mulsa terhadap iklim mikro pada tanaman cabai (*Capsicum annuum* L.) di tanah entisol. *Sains Tanah* 3(2): 68-72
- Noortasiah. 2005. Pemanfaatan bakteri Rhizobium pada tanaman kedelai di lahan lebak. *Buletin Teknik Pertanian*. 10(2): 57
- Purwaningsih S. 2009. Populasi bakteri *Rhizobium* di tanah pada beberapa tanaman dari Pulau Buton, Kabupaten Muna, Propinsi Sulawesi Tenggara. *J Tanah Trop.* 14(1): 65-70
- Rukmana R & Yuniarsih Y. 1996. *Kedelai Budidaya dan Pasca Panen*. Yogyakarta: Kanisius.
- Salisbury FB. 1995. *Fisiologi Tumbuhan*. IKIP Malang Press: Malang
- Surtiningsih T, Farida & Nurhariyati T. 2009. Biofertilisasi bakteri Rhizobium pada tanaman kedelai (*Glycine max* (L) Merr.). *Berk Penel Hayati*. 15: 31-35.
- Utama HN, Sebayang HT, Sumarni T. 2013. Pengaruh lama penggunaan mulsa dan pupuk kandang pada pertumbuhan dan hasil tanaman jagung (*Zea mays* L.) Varietas Potre Koneng. *J Produksi Tanaman*. 1(4):1-7
- Wihardjo. 1997. Bertanam Semangka. Kanisius. Yogyakarta. 78 hlm



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Metode Peramalan Jaringan Saraf Tiruan Menggunakan Algoritma *Backpropagatin* (Studi Kasus Peramalan Curah Hujan Kota Palembang)

I M Sofian¹, Y Apriaini^{2⊠}

- ¹Magister Fisika, Universitas Sriwijaya, Indonesia
- ²Prodi Teknik Elektro, Universitas Muhammadiyah Palembang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: Artificial neural network, backpropagation, rainfall

Abstrak

Penelitian bertujuan untuk memprediksi curah hujan bulanan menggunakan jaringan syaraf tiruan (JST) dengan suatu fungsi pelatihan *backpropagation*. Penelitian ini menggunakan data curah hujan di Stasiun Klimatologi Kelas I Palembang dari tahun 2014 sampai tahun 2016. Analisis dilakukan terhadap tingkat korelasi antara output jaringan dengan data observasi dan dari nilai MSE yang dihasilkan jaringan. Hasil penelitian menunjukkan jaringan terbaik dengan jumlah neuron 12 pada lapisan input, pada lapisan tersembunyi terdapat 3 lapis terdiri dari 50-20-20 neuron, 1 neuron pada lapisan output, data latih tahun 2014 dengan target tahun 2015, data uji tahun 2015 dengan target tahun 2016. Adapun parameter JST lr=0,1, mc=0,9, epochs=1000, te=20, e=0,001 yang mempunyai korelasi terhadap data observasi sebesar 0,99276 dengan nilai MSE 0,00086145 (proses pelatihan). Sementara pada proses pengujian, korelasi terhadap data observasi sebesar 0,79544 dengan nilai MSE 0,25528. Jaringan ini kemudian digunakan untuk proses prediksi curah hujan tahun 2017.

Abstract

The study aims to predict monthly rainfall using artificial neural network (ANN) with a backpropagation training function. This research uses rainfall data at Climatology Station Class I Palembang from 2014 until 2016. The analysis is done to determine correlation level between network output with observation data and from value of MSE produced by network. The results show the best network with the number of 12 neurons in the input layer, in the hidden layer there are 3 layers consisting of 50-20-20 neurons, 1 neuron in the output layer, training data of 2014 with a target of 2015, test data of 2015 with the target year 2016. The JST parameter lr = 0.1, mc = 0.9, epochs = 1000, te = 20, e = 0.001 have correlation to observation data equal to 0.99276 with value of MSE 0.00086145 (training process). While in the testing process, the correlation to observation data of 0.79544 with the value of MSE 0.25528. This network is then used for the rainfall prediction process in 2017.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

Alamat korespondensi: ISSN 0215-9945

E-mail: yosi_apriani@um-palembang.ac.id

PENDAHULUAN

Curah hujan merupakan komponen penting dalam siklus hidrologi yang paling kompleks dan sulit dipahami serta dimodelkan, karena kompleksitas proses atmosfir yang menghasilkan hujan serta variasi yang luar biasa diberbagai skala, baik dalam skala ruang dan waktu (French et al. 1992). Analisis terhadap variabel data curah hujan kebanyakan dilakukan untuk mengetahui intensitas curah hujan (Chen & Liu 2012; Richard & Rao 2014; May 2004). Dengan demikian, analisis yang diperoleh dapat berperan dalam monitoring pengelolaan sumber daya air dan bencana alam (Prabawadhani et al. 2016; Narulita 2016).

Analisis curah hujan berupa data timeseries menjadi perhatian besar selama abad terakhir. Secara sederhana. analisis data timeseries dilakukan dalam proses peramalan curah hujan. Hal ini menjadi salah satu tanggung jawab penting bagi pelayanan meteorologi di seluruh dunia. Permasalahan utama dalam hal analisis dan prediksi curah hujan timeseries adalah tingkat kesalahan yang semakin meningkat dari waktu ke waktu dalam melakukan prediksi. Hal ini dapat terjadi karena kondisi ketidakpastian juga meningkat seiring dengan perubahan musim dan iklim (Wilks 1998; Patel & Parekh 2014; Kajornit et al. 2014).

Dengan menggunakan teknologi di bidang Artificial Intellegence (AI), yaitu teknologi Jaringan

Syaraf Tiruan (JST), maka identifikasi pola data dari sistem peramalan curah hujan dapat dilakukan dengan metode pendekatan pembelajaran. Berdasarkan kemampuan belajar yang dimilikinya, maka JST dapat dilatih untuk mempelajari dan menganalisa pola data masa lalu dan berusaha mencari suatu formula atau fungsi yang akan menghubungkan pola data pada masa lalu dengan keluaran yang diinginkan pada saat ini (Kustiyo et al. 2006; Sharma & Nijhawan 2015). Hasil JST dalam identifikasi data bergantung pada algoritma pembelajaran, arsitektur jaringan, dan pemilihan parameter kendali (Saxena et al. 2014; Garay et al. 2010). Salah satu algoritma JST yang umum digunakan adalah JST backpropagation (propagasi balik). Algoritma ini merupakan salah satu arsitektur JST yang dapat digunakan untuk memperoleh keluaran yang lebih akurat (dengan kesalahan atau error minimum). Untuk itulah pada penelitian ini dilakukan peramalan curah hujan bulanan dengan menggunakan JST propagasi balik untuk mendukung peramalan curah hujan di Kota Palembang.

METODE

Penelitian ini menggunakan data sekunder curah hujan bulanan kota Palembang tahun 2014-2016 (Tabel 1). Data bersumber dari Stasiun Klimatologi Palembang.

Tabel 1. Data curah hujan hujan bulanan kota Palembang tahun 2014-2016

Tahun	JAN	FEB	MAR	APR	MEI	JUN	JUL	AGU	SEP	OKT	NOV	DES
2014	182.7	17.6	116	350.4	92.2	107.8	112.2	63	32.6	1.4	249.2	343.2
2015	221.6	132.2	390.5	375.6	177.9	170.2	21.4	21.2	5.3	0.2	193.4	323
2016	277.6	228.7	251.4	367.4	333.6	105.2	93.5	212.6	341.1	472.1	465.7	341.4

Penelitian ini menggunakan algoritma pembelajaran backpropagation dengan model jaringan multilayer feedforward network sehingga struktur dasar jaringan terdiri dari lapisan masukan, tersembunyi dan keluaran. Metode pelatihan yang digunakan dalam penelitian ini adalah pelatihan supervised dan dilakukan dengan fungsi pelatihan (traingdx). Proses yang dilakukan dalam pelatihan sesuai dengan Mislan et al. (2015) sebagai berikut.

Penyiapan data masukan dan keluaran

a. Normalisasi

Proses pelatihan *supervised* membutuhkan pasangan data masukan dan keluaran aktual untuk dipelajari. Data masukan dibutuhkan sebagai masukan, dan data keluaran dibutuhkan sebagai target jaringan. Sebelum diproses, data dinormalisasi terlebih dahulu. Normalisasi terhadap data dilakukan agar keluaran jaringan sesuai dengan fungsi aktivasi yang digunakan. Data-data tersebut dinormalisasi dalam interval [0, 1] karena dalam

prediksi curah hujan, nilai curah hujan pasti bernilai positif atau 0. Selain itu juga terkait fungsi aktivasi yang diberikan yaitu sigmoid biner. Menurut Fausett (1994), fungsi sigmoid adalah fungsi asimtotik (tidak pernah mencapai 0 ataupun 1) maka transformasi data hendaknya dilakukan pada interval yang lebih kecil yaitu [0.1, 0.9] dengan menggunakan Persamaan 1.

$$x' = \frac{0.8(x-a)}{b-a} + 0.1 \tag{1}$$

a adalah data minimum, b adalah data maksimum,
 x adalah data yang akan dinormalisasi dan x'
 adalah data yang telah ditransformasi.

b. Pembuatan pola data masukan, target, uji

Data latih menggunakan data curah hujan pada bulan ke-1 s.d bulan ke-24 (tahun 2014-2015) sedangkan data uji menggunakan data curah hujan pada bulan ke-13 s.d bulan ke-36 (tahun 2015-2016). Pola data masukan untuk proses pelatihan dan pengujian jaringan ditunjukkan pada Tabel 2 dan Tabel 3.

Tabel 2. Data curah hujan normalisasi (data latih)

Pola	x1	x2	x3	x4	x5	х6	x7	x8	x9	x10	x11	x12	Target
1	0.41	0.13	0.30	0.69	0.26	0.28	0.29	0.21	0.15	0.10	0.52	0.68	0.48
2	0.13	0.30	0.69	0.26	0.28	0.29	0.21	0.15	0.10	0.52	0.68	0.48	0.32
12	0.68	0.48	0.32	0.76	0.74	0.40	0.39	0.14	0.14	0.11	0.10	0.43	0.65

Tabel 3. Data curah hujan normalisasi (data uji)

Pola	x1	x2	х3	x4	x5	х6	x7	x8	x9	x10	x11	x12	Target
1	0.48	0.32	0.76	0.74	0.40	0.39	0.14	0.14	0.11	0.10	0.43	0.65	0.57
2	0.32	0.76	0.74	0.40	0.39	0.14	0.14	0.11	0.10	0.43	0.65	0.57	0.49
12	0.65	0.57	0.49	0.53	0.72	0.67	0.28	0.26	0.46	0.68	0.90	0.89	0.68

Pembuatan disain dan parameter JST backpropagation

Arsitektur JST propagasi balik yang dibuat dalam peniliti ini terdiri dari 12 neuron (lapis masukan), 50-20-20 (lapis tersembunyi), 1 neuron (lapis keluaran). Sementara untuk parameter terdiri dari: lr=0,1; mc=0,9; epochs=1000; show=20; goal=0,001. Fungsi aktivasi di masingmasing koneksi: logsig, logsig, puelin, purline. Dan fungsi pelatihan traingdx. Arsitektur JST backpropagasi 12-50-20-20-1 terlihat pada Gambar 1.



Gambar 1. Arsitektur JST *backpropagasi* 12-50-20-20-1

Pengujian dan peramalan

Pengujian dilakukan bertujuan untuk mengetahui tingkat keakuratan sistem JST yang telah dibuat dalam memprediksi data curah hujan pada tahun tertentu. Sedangkan peramalan bertujuan untuk meramalkan data curah hujan yang akan datang (tahun 2017).

Langkah JST backpropagation dalam peramalan

Langkah dalam proses peramalan terdiri dari umpan maju (menghitung semua keluaran jaringan di unit), umpan balik (menghitung faktor δ unit keluaran dan tersembunyi berdasarkan kesalahan di setiap unit), perubahan bobot.

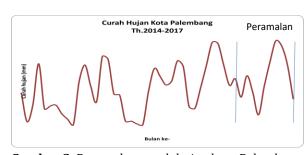
HASIL DAN PEMBAHASAN

Pada sesi ini menjelaskan tentang hasil curah hujan menggunakan JST *backpropagation* dengan arsitektur 12-50-20-20-1. Pada proses pelatihan, koefisien korelasi (R) yang dihasilkan adalah sebesar 0,99276 dengan nilai *Mean Square Error* (MSE) 0,00086145 dan epochs 99. Berdasarkan pada nilai koefisien korelasi dan nilai MSE yang diperoleh pada proses pelatihan, bahwa

JST *backpropagation* dapat memprediksi curah hujan dengan sangat baik dengan menggunakan persamaan *y=target+5.9*. Pada proses pengujian, koefisien korelasi yang dihasilkan sebesar 0,79544 dengan nilai MSE 0,25528.

Nilai koefisien korelasi dan nilai MSE yang dihasilkan pada proses pengujian menunjukkan bahwa jaringan syaraf tiruan propagasi balik cukup baik untuk memprediksi curah hujan. Kedua nilai tersebut dapat ditingkatkan performansinya dengan cara memperbanyak data latih serta mengubah-ubah parameter yang mempengaruhi performansi jaringan seperti error goal, jumlah epoch, arsitektur jaringan, jenis fungsi aktivasi, dll.

Dari hasil peramalan curah hujan Kota Palembang tahun 2017 (Gambar 2), menunjukan bahwa terdapat satu puncak musin hujan di bulan September sebesar 482,02 mm dan satu puncak musin kering di bulan Juni sebesar 56,96 mm. Hasil peramalan tersebut cocok didemontrasikan di wilayah Kota Palembang. Dimana, wilayah ini terletak di zona monsun yang memiliki tipikal satu puncak hujan dan satu puncak kemarau (Aldrian & Susanto 2003).



Gambar 2. Peramalan curah hujan kota Palembang tahun 2017

SIMPULAN

Model JST backpropagation dapat digunakan sebagai algoritma prediksi curah hujan dan menghasilkan akurasi peramalan yang baik. Hasil peramalan ini cocok didemontrasikan di wilayah Kota Palembang, karena wilayah ini terletak di zona monsun yang memiliki tipikal satu puncak hujan dan satu puncak kemarau.

UCAPAN TERIMA KASIH

Penulis ucapankan terima kasih kepada Stasiun Klimatologi Kota Palembang dan Universitas Sriwijaya dalam menyediakan data serta dukungan dalam menyelesaikan penelitian ini.

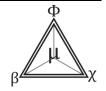
DAFTAR PUSTAKA

- Aldrian E & Susanto RD. 2003. Identification of three dominant rainfall regions within Indonesia and their relationship to sea surface temperature. *Int J Climatol* 23: 1435-1452.
- Chen F W & Liu CW. 2012. Estimation of the Spatial Rainfall Distribution Using Inverse Distance Weighting (IDW) in the Middle of Taiwan. *Paddy Water Environ*. 10(3): 209-222
- Fausett L. 1994. Fundamental of Neural Network: Architecture, Algorithms, and Aplication, New Jersey: Prentice Hall. Hal: 221.
- French MN, Krajewski WF, Cuykendall RR. 1992. Rainfall forecasting in space and time using a neural network. *J Hydrol.* 137: 1-31.
- Garay VG, Irigoyen E, Artaza F. 2010. *GENNET-Toolbox: An Evolving Genetic Algorithm for Neural Network Training.* Edited by R.Goebel et al., HAIS
 International Conference, Part II, LNAI 6076.
 pp.368-375.
- Kajornit J, Wong KW, Fung CC, Ong YS. 2014. *An Integrated Intelligent Technique For Monthly Rainfall Time Series Prediction*. IEEE International Conference on Fuzzy Systems, IEEE. 1632-1639.
- Kustiyo A, Buono A, Apriyanti N. 2006. Optimasi Jaringan Syaraf Tiruan dengan Algoritma Genetika untuk Peramalan Curah Hujan. *Jurnal Ilmiah Ilmu Komputer.* 4(1).
- May W. 2004. Variability and extremes of daily rainfall during the Indian summer monsoon in the period 1901-1989. *Glob Planet Change* 44: 83-105.
- Mislan, Haviluddin, S.Hardwinarto, Sumaryono, & M. Aipassa. 2015. Rainfall Monthly Prediction Based on Artificial Neural Network: A Case Study in Tenggarong Station, East Kalimantan-Indonesia. Procedia Comput Sci 59:142-151
- Narulita I. 2016. Distribusi spasial dan temporal curah hujan di das cerucuk, pulau belitung. *Ris Geo Tam.* 26(2): 141-154
- Patel J & Parekh F. 2014. Forecasting Rainfall Using Adaptive NeuroFuzzy Inference System (ANFIS). *Int J Appl Innov Eng Manag.* 3(6): 262-269.
- Prabawadhani DR, Harsono B, Seto TH, Prayogo MBR. 2016. Karakteristik temporal dan spasial curah hujan penyebab banjir di wilayah dki jakarta dan sekitarnya. *Jurnal Sains dan Teknologi Modifikasi Cuaca*. 17(1): 21-24

- Richard M & Rao G. 2014. Artificial neural networks in temporal and spatial variability studies and prediction of rainfall. *J Hydraul Eng.* 20(1): 1-6
- Saxena A, Verma N, Tripathi KC. 2014. Neuro-Genetic Hybrid Approach for Rainfall Forecasting. *IJCSIT*. 5(2): 1291-1295
- Sharma A & Nijhawan G. 2015. Rainfall Prediction Using Neural Network. *IJCST*. 3(3): 65-69
- Wilks DS. 1998. Multi-site generalization of a daily stochastic precipitation generation model. *J Hydrol*. 210: 178-191.



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Pengaruh Variasi Konsentrasi Arang Ampas Kopi terhadap Sifat Fisika Tinta Spidol Whiteboard

A P Rengganis^{1 ⋈}, A Yulianto², I Yulianti²

¹Program Studi Magister Pendidikan Fisika, Pascasarjana, Universitas Negeri Semarang, Indonesia ²Jurusan Fisika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Semarang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: Ink, Charcoal, Density, Viscosity,

Abstrak

Kandungan karbon dan tanin dalam ampas kopi dapat dimanfaatkan sebagai bahan dasar tinta spidol whiteboard. Tujuan penelitian ini adalah mengetahui pengaruh variasi konsentrasi arang ampas kopi terhadap sifat fisika tinta yaitu densitas, viskositas, dan tingkat keabuan dalam pembuatan tinta spidol whiteboard. Pembuatan pigmen dilakukan dengan cara karbonisasi ampas kopi dan penyaringan dengan screen mesh. Proses pembuatan tinta dilakukan dengan mencampurkan pigmen karbon ampas kopi dengan bahan-bahan pembuat tinta yaitu gum arab, aquades, alkohol, dan PEG. Proses pembuatan tinta dilakukan dengan variasi konsentrasi arang ampas kopi ri 15-40% dengan interval kenaikan 5% terhadap volume total tinta. Hasil penelitian menunjukkan bahwa penambahan konsentrasi arang ampas kopi berpengaruh terhadap nilai densitas, viskositas, dan tingkat keabuan tinta yang dihasilkan. Semakin tinggi konsentrasi arang ampas kopi maka semakin tinggi pula nilai densitas, viskositas, dan tingkat keabuan tinta. Kondisi optimum yang memenuhi Standar Nasional Indonesia (SNI) adalah tinta dengan nilai densitas 0,95 g/cm3, nilai viskositas 1,14 cP, tingkat keabuan 80%, serta memiliki daya hapus yang sesuai sebagai tinta spidol whiteboard adalah tinta dengan konsentrasi arang ampas kopi 30%.

Abstract

Carbon content and tannins in coffee grounds can be utilized as a base material ink marker whiteboard. The purpose of this research is to know the effect of coagulation concentration variation of coffee to physical physics of ink namely density, viscosity, and gray level in making ink marker whiteboard. Pigment production is done by carbonization of coffee grounds and screening by screen mesh. The process of making the ink is done by mixing carbon pigments of coffee grounds with inkmaking materials such as gum arab, aquades, alcohol, and PEG. The ink-making process is carried out by variation in the concentration of 15-40% ri-ri oil with an interval of 5% increase to the total ink volume. The results showed that the addition of the dregs coffee concentration effect on the value of density, viscosity, and gray level of ink produced. The higher the concentration of the coffee grounds, the higher the density, viscosity, and gray ink levels. Optimum conditions that meet the Indonesian National Standard (SNI) are inks with a density value of 0.95 g / cm3, a viscosity value of 1.14 cP, a gray level of 80%, as well as having an appropriate discharge power as the ink marker whiteboard is ink with charcoal dregs concentration coffee 30%.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

□ Alamat korespondensi:E-mail: amalia.rengganis@gmail.com

ISSN 0215-9945

PENDAHULUAN

Ampas kopi mengandung karbon, nitrogen, senyawa lipofilik, etanol, lignin, alkaloid, senyawa polifenol, tanin, polisakarida, dan asam *chlorogenic* (Pujol et al. 2013). Beberapa kandungan tersebut (alkaloid, tanin, dan polifenol) merupakan zat kimia beracun, yang jika tidak segera diantisipasi akan berdampak buruk pada lingkungan. Senyawa polifenoll dapat mengurangi kadar oksigen dalam air karena tingginya COD (Chemical Oxygen Demand) (Kekisheva et al. 2007). Kondisi ini dapat berakibat fatal untuk makhluk yang berada dalam air dan dapat menyebabkan bau tidak sedap. Lebih jauh lagi, bakteri yang dapat menyebabkan masalah kesehatan dapat meresap ke sumber air minum. Maka, diperlukan suatu upaya untuk dapat menyelesaikan permasalahan lingkungan ini.

Arang dari ampas kopi dapat menjernihkan pewarna yang bersifat asam (acidic dye) (Nakamura et al. 2003). Arang aktif ampas kopi telah dimanfaatkan sebagai adsorben logam kromium pada limbah cair batik (Baryatik 2016). Kandungan karbon pada limbah kopi yang tinggi juga telah dimanfaatkan Khusna (2015) menjadi bahan bakar alternatif dalam bentuk briket berbasis biomassa. Arang ampas kopi memiliki sifat karbon yaitu membawa warna hitam. Oleh warna hitam tersebut karena itu, dimanfaatkan sebagai pigmen hitam organik dalam pembuatan tinta, baik tinta cetak, tinta cap, atau tinta tulis.

Tinta tulis spidol whiteboard komersial beberapa diantaranya memiliki kadar Volatile Organic Compound (VOC) tinggi yang sangat membahayakan kesehatan. Unsur karbon dari bahan VOC dari jenis Xylene merupakan salah satu komponen utama untuk pigmen warna hitam pada tinta (Beauchet et al. 2007). Bahan ini mengandung karbon dengan bahan pendukung yang mudah menguap pada tekanan dan temperatur tertentu yang mampu mencemari udara dan menimbulkan iritasi pada panca indera serta pusing (Wiguna et al. 2004). Xylene atau dimetilbenzene ini merupakan hidrokarbon aromatik yang secara luas digunakan dalam industri dan teknologi medis sebagai pelarut. Xylene adalah zat yang menimbulkan bau khas pada spidol. Xylene dapat masuk ke dalam tubuh

manusia melalui beberapa jalur, seperti mulut, kulit, maupun pernafasan. Untuk mengatasi permasalahan tersebut, pemanfaatan ampas kopi dapat menjadi solusi alternatif. Salah satu kandungan ampas kopi adalah tanin. Zat tanin banyak digunakan dalam industri penyamakan kulit, cat, tinta, dan perekat (Pratama 2010). Dengan memanfaatkan zat tanin dan karbon yang terkandung dalam ampas kopi, maka ampas kopi dapat dijadikan bahan pembuatan tinta spidol whiteboard. Kehadiran unsur tanin dari ampas kopi memberi harapan baru bagi pengolahan limbah yaitu sebagai bahan fungsional baru untuk sumber pigmen tinta yang aman dan ramah lingkungan.

Tujuan penelitian ini adalah untuk mengetahui pengaruh variasi konsentrasi arang ampas kopi terhadap sifat fisika tinta spidol whitebaord. Dalam penelitian ini, sifat fisika yang diteliti adalah densitas, viskositas, dan tingkat keabuan tinta. Dengan mengetahui komposisi yang tepat, diharapkan tinta arang ampas kopi dapat digunakan dan diproduksi secara luas sebagai tinta yang dapat mengatasi permasalahan lingkungan.

METODE

Pembuatan arang ampas kopi dilakukan dengan mencuci dan menyaring ampas kopi menggunakan kertas saring, lalu ampas kopi dikarbonisasi pada suhu 350°C selama 45 menit. Arang ampas kopi selanjutnya dihaluskan secara mekanik menggunakan mortar dan pestle, kemudian disaring menggunakan screen mesh T150 agar dihasilkan serbuk arang ampas kopi yang homogen.

Pembuatan tinta diawali dengan melarutkan gum arab dengan akuades pada suhu 80-90°C menggunakan magnetic stirer hingga larutan menjadi homogen. Gum Arab digunakan sebagai perekat atau pengikat. Kemudian mencampurkan PEG sebanyak 5% dari volume total tinta, ke dalam larutan gum arab. PEG digunakan sebagai releasing agent atau bahan pelepas/penghapus yang memudahkan tinta untuk dihapus. Pigmen arang ampas kopi ditambahkan dengan variasi 15-40% dengan interval kenaikan 5% terhadap volume total tinta ke dalam larutan gum arab. Langkah selanjutnya adalah menambahkan alkohol sebanyak 30% dari volume total tinta ke dalam larutan yang dihasilkan dari tahap sebelumnya. Alkohol merupakan pelarut sekaligus sebagai *drier agent* yang berfungsi sebagai bahan pemercepat pengeringan tinta.

Langkah terakhir adalah pengujian tinta yang meliputi uji densitas, uji viskositas, dan uji tingkat keabuan. Uji densitas dilakukan dengan cara mengukur massa dan volume tinta yang dihasilkan, uji viskositas dilakukan dengan menggunakan viskometer oswald, sedangkan uji tingkat keabuan dengan cara membandingkan hasil torehan tinta pada whiteboard dengan pita grayscale.

HASIL DAN PEMBAHASAN

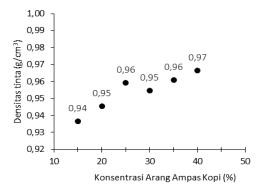
Rerata densitas tinta yang dihasilkan adalah 0,95 g/cm³. Hasil tersebut memenuhi standar densitas yang ditentukan SNI tinta dengan nomor 06-1567-1999 yaitu 0,9- 1 g/cm³. Gambar 1 menunjukkan tren kenaikan densitas tinta terhadap konsentrasi. Konsentrasi arang ampas kopi memiliki hubungan linier dengan massa zat. Densitas adalah perbandingan massa zat terhadap volumenya, sehingga jika massa suatu zat meningkat, densitasnya juga akan meningkat. Dapat dinyatakan pula kenaikan konsentrasi zat dapat meningkatkan densitas. Hasil tersebut sejalan dengan hasil penelitian Liu et al. (2006) bahwa konsentrasi larutan sebanding dengan densitasnya. Pada konsentrasi arang ampas kopi 25% terjadi penyimpangan data densitas tinta. Hal ini dapat disebabkan karena keterbatasan ketelitian dalam mengukur volume tinta dalam gelas ukur atau dapat pula karena gum arab yang digunakan belum larut secara sempurna dalam akuades.

Perhitungan koefisien viskositas tinta dilakukan dengan mengukur waktu masing-masing tinta untuk mencapai garis batas yang telah ditentukan. Perhitungan dilakukan dengan persamaan:

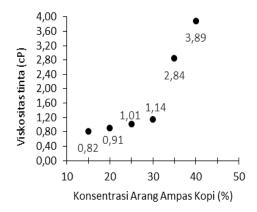
$$\eta = \eta_0 \frac{\rho t}{\rho_0 t_0} \tag{1}$$

dimana η adalah nilai viskositas tinta yang dihitung, η_{θ} adalah nilai viskositas air sebesar 0,89

cP, ρ_{θ} adalah massa jenis air sebesar 1 g/cm³, ρ adalah massa jenis masing-masing tinta, t_{θ} adalah waktu yang dibutuhkan air untuk mencapai garis batas bawah yang ditentukan yaitu 54,7 s, dan t adalah waktu yang diperoleh dengan mengukur waktu masing-masing tinta untuk mencapai garis batas bawah yang ditentukan. Hasil perhitungan viskositas tinta dengan variasi konsentrasi arang ampas kopi disajikan pada Gambar 2.



Gambar 1. Grafik densitas tinta terhadap variasi konsentrasi arang ampas kopi



Gambar 2. Grafik viskositas tinta dengan variasi konsentrasi arang ampas kopi

Gambar 2 menunjukkan bahwa viskositas tinta meningkat sebanding dengan kenaikan konsentrasi arang ampas kopi. Suatu larutan dengan konsentrasi tinggi akan memiliki nilai viskositas yang tinggi karena konsentrasi larutan adalah banyaknya partikel zat yang terlarut dalam satuan volume. Semakin banyak partikel yang terlarut, gesekan antar partikel semakin tinggi dan viskositasnya semakin tinggi pula. Selain itu, viskositas juga dipengaruhi oleh ukuran dan berat molekul (Muchtar et al. 2015). Penggunaan ukuran partikel yang kecil akan mempengaruhi luas

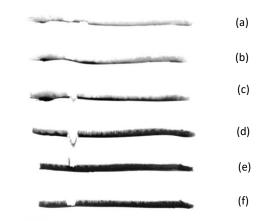
bidang reaksi (Febriyenti & Nelvianti 2013). Semakin kecil ukuran partikel maka semakin luas bidang reaksinya. Bidang reaksi yang luas akan mempercepat laju reaksi sehingga pigmen akan lebih cepat larut dan tidak mengental. Konsentrasi arang ampas kopi 30% merupakan konsentrasi yang paling ideal karena menghasilkan nilai viskositas 1,14 cP yang mendekati SNI tinta dengan nomor 06-1567-1999 yaitu sebesar 1,12 cP.

Berdasarkan Gambar 1 dan Gambar 2, semakin besar densitasnya semakin besar pula nilai viskositas tinta. Densitas mempengaruhi rapat partikel. Semakin besar densitas berarti semakin rapat partikelnya (Muchtar et al. 2015). Karapatan partikel ini menyebabkan nilai viskositas semakin besar atau kental. Selain itu, kerapatan tinta juga dipengaruhi oleh komposisi pengikat yang digunakan. Gum arab sebagai gelling agent untuk mengentalkan tinta. Gum arab bersifat hidrofilik, sehingga gum arab akan larut homogen dalam akuades. Pemanasan campuran gum arab dan akuades pada suhu 80-90°C dilakukan untuk mempercepat proses pelarutan. Proses pelarutan akan berlangsung cepat jika disertai pemanasan, pengadukan, atau jika zat terlarut lebih halus (Budiarto & Adiwarna 2013).

Viskositas tinta mempengaruhi laju aliran tinta (Gunawan et al. 2012), semakin kental maka akan menghambat laju aliran tinta. Tinta spidol haruslah tinta dengan nilai viskositas yang rendah (tidak kental) yang dapat mengalir dengan baik sehingga tidak terjadi penggumpalan. Namun, tinta pun tidak boleh terlalu encer karena kepekatan warna tinta yang dihasilkan akan berkurang (Antono & Sebastian 2013). Gambar 3 menunjukkan perbedaan tingkat kepekatan warna tinta hasil torehan pada whiteboard.

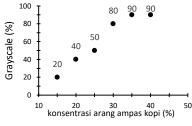
Dalam Gambar 3, tinta ditorehkan pada substrat *whiteboard* yang diletakkan secara vertikal. Torehan tinta konsentrasi arang ampas kopi 15%, 20%, 25% dan 30% nampak terdapat partikel pigmen hitam yang turun ke dasar torehan karena pengaruh gravitasi. Kemampuan gum arab kurang maksimal dalam mengikat partikel pigmen, sehingga terdapat partikel pigmen yang turun yang tidak dapat menempel pada substrat. Nilai viskositas tinta yang kecil atau tinta yang encer disebabkan karena komposisi tinta dominan pada

pelarutnya yaitu akuades. Jika terlalu banyak pelarut, perekat tidak bekerja maksimal. Tinta dengan konsentrasi ampas arang kopi 35% dan 40% memiliki kemampuan ikat partikel yang lebih baik. Partikel terikat secara merata oleh gum arab, sehingga tidak ada partikel pigmen yang turun ke dasar torehan.



Gambar 3. Hasil torehan tinta variasi konsentrasi arang ampas kapi (a) 15%; (b) 20%; (c) 25%; (d) 30%; (e) 35%; (f) 40%

Hasil uji tingkat keabuan dengan pita grayscale menunjukkan bahwa semakin tinggi konsentrasi arang ampas kopi maka semakin tinggi tingkat keabuan tinta (Gambar 4). Hal ini disebabkan karena pengaruh sebaran partikel pigmen. Semakin besar konsentrasi ampas kopi maka semakin banyak partikel pigmennya sehingga sebaran partikel menjadi lebih rapat dan merata (Wiguna et al. 2004). Partikel pigmen yang rapat dan merata akan menghasilkan warna hitam yang lebih pekat, karena partikel pigmen membawa sifat karbon yaitu berwarna hitam



Gambar 4. Grafik tingkat keabuan tinta dengan konsentrasi arang ampas kopi

Sebagai tinta spidol *whiteboard*, seharusnya tinta yang dihasilkan mudah dihapus. Hasil uji hapus tinta spidol menunjukkan bahwa tinta dengan konsentrasi arang ampas kopi 15%, 20%, 25%, dan 30% dapat dengan mudah dihapus sedangkan untuk tinta konsentrasi arang ampas kopi 35% dan 40% sukar untuk dihapus. Tinta dengan konsentrasi arang ampas kopi 35% dan 40% memiliki viskositas yang besar. Gaya adesif tinta meningkat karena pengaruh perubahan komposisi pelarut dan gum arab. Gum arab merupakan suatu jenis resin alami dari getah pohon akasia sehingga memiliki sifat dasar getah vaitu lengket. Oleh karena itu tinta menjadi sangat lengket dengan substrat. Daya hapus tinta yang dihasilkan juga dipengaruhi oleh jumlah releasing agent (PEG). Diperlukan komposisi PEG yang tepat supaya tinta yang dihasilkan memiliki kualitas optimum.

SIMPULAN

Penambahan konsentrasi arang ampas kopi berpengaruh terhadap nilai densitas, viskositas, dan tingkat keabuan tinta yang dihasilkan. Semakin tinggi konsentrasi arang ampas kopi maka semakin tinggi pula nilai densitas, viskositas, dan tingkat keabuan tinta. Kondisi optimum yang memenuhi Standar Nasional Indonesia (SNI) adalah tinta dengan nilai densitas 0,95 g/cm³, nilai viskositas 1,14 cP, tingkat keabuan 80%, serta memiliki daya hapus yang sesuai sebagai tinta spidol *whiteboard* adalah tinta dengan konsentrasi arang ampas kopi 30%.

DAFTAR PUSTAKA

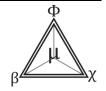
- Antono A & Sebastian A. 2013. Pengaruh Pemilihan Tinta terhadap Kualitas Cetak dalam Industri Percetakan Koran. *J. Dinamika Teknik.* 7(1): 9-16
- Baryatik P, Pujiati RS, & Ellyke. 2016. Pemanfaatan Arang Ampas Kopi sebagai Adsorben Logam Kromium (Cr) pada Limbah Cair Batik. Undergraduate thesis. Universitas Negeri Jember.
- Beauchet R, Magnoux P, & Mijoin J. 2007. Catalytic oxidation of volatile organic compounds (VOCs) mixture (isopropanol/o-xylene) on zeolite catalysts. *J Catalysis.* 124: 118-123.

- Budiarto H & Adiwarna. 2013. Pengaruh Konsentrasi Gliserin terhadap Viskositas dari Pembuatan Pasta Gigi Cangkang Karang Darah. *J Konversi.* 2(2): 13-22.
- Febriyenti AH & Nelvianti. 2013. Pengaruh Ukuran Partikel Terhadap Solubilisasi Metronidazol dengan Menggunakan Brij 35. *J Farmasi Andalas.* 1: 13-18.
- Gunawan A, Dessy ESM & Yusuf T. 2012. Pengaruh Waktu Pemasakan dan Volume Larutan Pemasakan terhadap Viskositas Pulp dari Ampas Tebu. *J Teknik Kimia*. 2(18): 1-8.
- Kekisheva L, Smirnov I, Ostroukhov N, Petrovich N, Sitnik V, Riisalu H, & Soone Y. 2007. The Influence of Phenols and Other Compounds on Chemical Oxygen Demand (COD) of Phenolic Waters from the Kiviter Process. J Oil Shale. 24(4): 573-582.
- Khusna D. 2015. Pemanfaatan Limbah Padat Kopi sebagai Bahan Bakar Alternatif dalam Bentuk Bricket Berbasis Biomass (Studi Kasus di PT. Santos jaya Abadi Instant Coffee). Proceding Seminar Nasional Sains dan Teknologi Terapan Institut Teknologi Adhi Tama, Surabaya: 247-260.
- Liu W, Zhao T, Zhang Y, Wang H, & Yu M. 2006. The Physical Properties of Aqueous Solutions of The Ionic Liquid. *J Solution Chem.* 35: 1337-1346.
- Muchtar H, Anova IT, & Yani G. 2015. Pengaruh Kecepatan Pengadukan dan Kehalusan Gambir serta Variasi Komposisi terhadap Beberapa Sifat Fisika dalam Pembuatan Tinta Cetak. *J Litbang Industri*. 5(2): 131-139.
- Nakamura T, Tokimoto T, Tamura T, Kawasaki N, Tanada S. 2003. Decolorization of Acidic Dye by Charcoal krom Coffee Grounds. *J Health Sci.* 49(6): 520-523.
- Pratama SR. 2010. Kajian Tekno Ekonomi Pendirian Industri Katekin dan Tanin dari Gambir (*Uncaria gambir Roxb*). Tesis.. Institut Pertanian Bogor.
- Pujol D, Liu C, Gominho J, Olivella MA, Fiol N, Villaescusa I, & Pereira H. 2013. The Chemical Composition of Exhausted Coffee Waste. *J Ind Crops Prod.* 50: 423-429
- Wiguna PA, Susanto, & Said MAN. 2014. Fabrikasi Tinta Printer Berbahan Dasar Pigmen Organik dari Sampah Daun. *J Fisika*. 4(2): 64-68.

Jurnal MIPA 40 (2) (2017): 98-104



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Fe Filtration Comparison of Micro-Size Carbon Materials from Coconut Shell, Rice Straw, and Bamboo for Mataram Canal Water

B W Pratama, W S B Dwandaru[™]

Jurusan Pendidika Fisika, FMIPA, Universitas Negeri Yogyakarta, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: micro-sized carbon material; ultrasonication; Fe filtration; Mataram canal

Abstrak

Tujuan penelitian ini adalah menghasilkan material karbon berukuran mikro (MSC) berbahan dasar tempurung kelapa, bambu, dan jerami padi melalui ultrasonikasi dalam fase cair. Bahan MSC yang telah dihasilkan selanjutnya digunakan sebagai material filtrasi logam besi (Fe) untuk sampel air yang diambil dari selokan Mataram Yogyakarta. Kandungan Fe untuk berbagai sampel air setelah proses filtrasi menggunakan ketiga material MSC dibandingkan berdasarkan *atomic absorption spectroscopy* (AAS). Dalam penelitian ini, alat-alat ultrasonikasi dan filtrasi sederhana merupakan hasil rakitan sendiri. Hasil penelitian ini mengindikasikan bahwa kandungan Fe dalam sampel air selokan Mataram mengalami penurunan setelah difiltrasi menggunakan material MSC. Kandungan Fe dalam sampel air sebelum difiltrasi adalah 0,9039 ppm, namun setelah difiltrasi menggunakan material MSC berbahan tempurung kelapa, bambu, dan jerami, kandungan Fe berturut-turut menjadi 0,0439 ppm; 0,0430; dan 0,0671 ppm. Dengan demikian, filtrasi Fe yang paling baik untuk sampel air selokan Mataram adalah menggunakan material MSC berbahan bambu.

Abstract

This study aims to produce micro-sized carbon (MSC) materials from coconut shell, bamboo, and rice straw via ultrasonication in liquid-phase. The MSCs obtained are utilized as iron (Fe) filtration for Mataram canal water. The Fe content of the water samples after filtration using the three MSC materials are compared based on atomic absorption spectroscopy (AAS). In this study, the ultrasonication and simple filtration apparatuses are self-custom made. The results of this study indicate that Fe content has decreased after filtration treatments. The Fe content of the Mataram canal water sample before filtration is 0.9039 ppm, but after filtration using coconut shell, bamboo, and rice straw carbon materials the Fe content becomes 0.0439 ppm, 0.0430 ppm and 0.0671 ppm, respectively. Thus, the best Fe filtration for Mataram canal water sample is using MSC material from bamboo.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

[™] Alamat korespondensi: E-mail: wipsarian@uny.ac.id ISSN 0215-9945

INTRODUCTION

Clean water is used for everyday purposes provided that it meets certain health requirements and can be consumed after being treated (Gleick 1996; Macedonio *et al.* 2012). However, many cases of water pollution hinder clean water to be obtained. Water pollution may be caused by industrial and domestic waste disposals, such as metals. One substance that contributes to the low quality of water is the excessive presence of iron (Fe) metal. The recommended level of Fe in the human body is about 7 to 35 mg (Kohgo *et al.* 2008). Fe overload can damage intestinal wall, irritation of the eyes, and skin (Boyce *et al.* 2008).

In Indonesia, especially Yogyakarta Special District there exist an irrigation source of water called Mataram canal. This canal was built during the occupation of Japan over Indonesia during World War II (Maddison 2001). This canal is a historical site that extends from west to east and divides Yogyakarta into North and South regions. This canal is generally used as irrigation for rice fields along the canal. However, as housing is developing along the Mataram canal, it is used for washing, bathing livestock, and disposal of household wastes (Eklind & Kirchmann 2000). Hence, the Mataram canal water becomes dirty and murky. People who consume unclean water may contract various diseases, such as diarrhea (Arnold & Colford 2007), poisoning (Snider 2004), and skin diseases (Robert & Kupper 1999). So, it is very important to restore the adequacy, cleanliness, and hygiene of Mataram canal water (Thompson et al. 2003).

In general, the waste metal ion as well as the sediment in water is usually eliminated using a range of processes, including evaporation (Craig *et al.* 1963), ion exchange (Medve *et al.* 1998), and filtration (Savage & Diallo 2005). Especially the latter consists of macro and micro filtration. Many studies have been dedicated to the filtration of

water into clean and consumable water (Ren et al. 2013; Shannon et al. 2008; Sobsey et al. 2008). Filtering generally uses sand (Mandi & Ouazzani 2009; Wotton 2002) and gravel (Sherard et al. 1984). In this study, the filtration method utilizes micro-size carbon (MSC) material integrated in a self-custom made micro filtration system. The system is simple and inexpensive. The MSCs are synthesized from organic wastes of coconut shell, rice straw, and bamboo via a liquid-phase exfoliation (Murat et al. 2012; Hernandez 2008) using a self-custom made ultrasonication device. Each of the MSC is used to test Fe filtration of Mataram canal water by comparing the Fe content in the filtered water samples based on atomic absorption spectroscopy (AAS).

METHODE

Materials used in this study are distilled water, detergent, coconut shell, bamboo, rice straw, and water samples from Mataram canal. The tools used in the study are a digital scale, lighters, knives, pipettes, cylinder and rectangular jars, chopsticks, measuring cups, paper filters, a blender, beaker glasses, aluminum foils, labels, and a hairdryer.

Left-over or wastes of coconut shell, bamboo, and rice straw materials are gathered. Then, the materials are burnt separately. The charcoal produced after burning from each material is collected and ground to become powder.

The self-custom made ultrasonication apparatus consists of piezoelectric as probes (top left of Figure 1), an audio generator (Csi/SPECO SS-1) and an amplifier (Uchida TA-2MS) [top right of Figure 1]. The audio generator is set at a frequency of 30 kHz and boosted with the amplifier. The piezoelectric probes which are connected to the audio generator are inserted into a designated solution. Hence, the ultrasonication process of the solution may be conducted in a certain time interval.



Figure 1. Equipment utilized in the study. Piezoelectric probes (top left), sonication apparatus (top right), a blender (bottom left), and a water filtration system (bottom right).

The powder of each material is produced by mixing 20 grams of ground charcoal of each respective material with 2 mL of commercial detergent in 100 mL of distilled water and then blended for 20 minutes (bottom left of Figure 1). The mixture is then ultrasonicated for 4 hours using the above piezoelectric-based ultrasound apparatus. Finally, the mixture is left alone for 3 days to equilibrate. After being left for 3 days, the sediment that occurs on the bottom of the mixture container is separated from the liquid and then heated for 30 minutes until dry (top left of Figure

2). This is the SMC powder that is used for the filtration system (top right of Figure 2).

The simple filtration apparatus is constructed as follows. A pair of chopsticks is cut into 2 parts, then glued onto both sides of the circular jar. A sheet of filtration paper is placed on the circular locking system and then put on top of the circular jar. Once attached, the circular jar is positioned upside down onto the top of the rectangular jar as observed in bottom-right of Figure 1.



Figure 2. Treatments of the carbon materials. Heating the sediment obtained after ultrasonication (top left), the SMC material obtained after the heating process (top right), The SMC material dissolved in distilled water (bottom left), and the SMC as a filtration material on the filtration paper (bottom right).

The filtration material is made as follows. 1 dissolved in 100 mL distilled water, and finally gram of the SMC powder is prepared and then stirred thoroughly (bottom left of Figure 2). The

mixture is poured into the filtration system such that water residues drop to the bottom of the rectangular jar. The SMC powder trapped on top of the filtration paper is dried using a hairdryer (bottom right of Figure 2).

Finally, the filtration process of the Mataram canal water sample is given as follows. An amount of 250 mL of Mataram canal water is prepared. The Mataram canal water sample is poured into the filtration system. The water obtained inside the rectangular jar is the result of the filtration process. Finally, AAS tests are performed for Fe content upon the filtrated water samples.

RESULTS AND DISCUSSION

Synthesis of SMC powder in this study utilizes leftovers or wastes from carbon sources, namely coconut shell, bamboo, and rice straw. The liquid-phase exfoliation via ultrasonication assisted by a commercial detergent is used to synthesis each of the SMC material. The self-custom-made filtration system consists of paper filter which is embedded with each solidified SMC material made from coconut shell, bamboo, and rice straw.

As mentioned above, the filtration material is observed in the bottom-right of Figure 2. Magnification of the filtration materials before and after being utilized as filters via an optical microscope may be observed in Figure 3. Figure 3a) an 3b) are magnifications of the initial filtration paper and the embedded SMC powder onto the filtration paper, respectively, whereas Figure 3c) and 3d) are magnifications of filtration paper and SMC powder on a filtration paper after being used to filter Fe content of Mataram canal water sample, respectively. The Filter paper is made up of long thread-shaped cylinder materials that have a size of

approximately 0.2 micron and seem to have random arrangements. After being used to filter a sample of Mataram canal water, brown-yellowish materials occur on the filtration paper where the sizes of these materials varies but mostly larger than the gaps between the filter paper cylindrical threads.

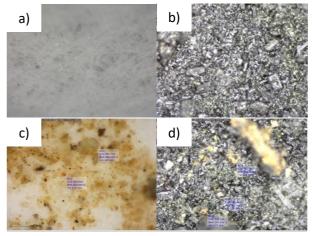


Figure 3. Optical microscope images of a filter paper (a), a filter paper with SMC material (b), the filter paper (c), and filter paper with SMC material (d) after being used for filtering the Mataram canal water samples.

The SMC powder is embedded on top of the filter paper (Figure 3b). The SMC material may be observed to spread evenly in covering the surface of the filter paper. After being used to filter the water sample, the brown-yellowish materials are seen again, but this time scattered in smaller areas. Comparing Figure 3c) and 3d), one may observed that the material trapped by the filter paper seems to consist liquid and solid materials, however adding SMC material on the filter paper absorbs the liquid material such that only the solid material remains trapped between the SMC materials.

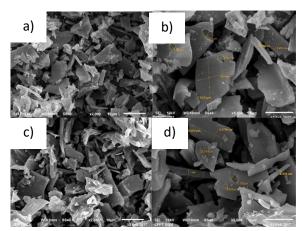


Figure 4. SEM results of SMC materials from coconut shell and bamboo with magnifications of 2000X (a,c) and 5000X (b,d), respectively.

Figure 4(a) and (b) are the SEM results of SMC material from bamboo with magnifications of 2000X and 5000X, respectively, while Figure 4 (c) and (d) are the SEM results of SMC material from coconut shell with the same magnifications. From Figure 4(a) and (c), we can see the distribution of the SMC materials. It appears that the sizes of SMC materials vary; some are small and some are large in sub-micron scales. Smaller SMCs are generated more rather than large sizes, where small materials are shaped like small cubes and large materials are shaped like sheets of broken glass with firm edges. There is no significant difference in shape between SMC materials from bamboo and coconut shell; however the rough number of smaller materials produced is different.

Figure 4(b) and (d) may give some insights concerning the sizes of the SMC materials. From Figure 4(b) it can be seen that the SMC material from bamboo has length and width of about 7 μ m, and a thickness of about 0.6 μm . Pores are also observed in the SMC material from bamboo material with a diameter of around 1 µm. These pores show that bamboo may be used as an effective filtration material which may selectively solidified particles larger than trap aforementioned diameter. Figure 4(d) shows the SMC material from coconut shell with a length of about 8 µm, a width of about 3 µm, and a thickness of about 1 µm.

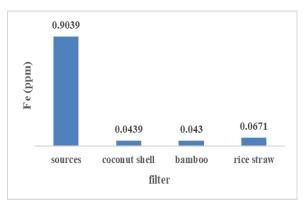


Figure 5. Fe filtration result using AAS.

Finally, the result of the Fe filtration using AAS is given in Figure 5. Based on the graph, it can be seen that the Fe content in the Mataram canal water sample before filtration is 0.9039 ppm. After filtration by SMC materials from coconut shell, bamboo, and rice straw the Fe content in the water sample becomes 0.0439 ppm, 0.043 ppm, and 0.0671 ppm, respectively, or decrease to 95.14%, 95.24%, and 92.57%, respectively. From the above data, it can be seen that the best material for filtrating Fe in the Mataram canal water is SMC material from bamboo. This is indicated by the level of Fe that decreased by 95.24%.

It is no surprise that coconut shell, bamboo, and rice straw have been used to produce activated carbon for various purposes, such as removal of Cr (IV) from wastewater using activated carbon from coconut shell (Babel & Kurniawan 2004; Kobya 2004), absorption of methylene blue onto bamboo-based activated carbon (Hameed et al. 2007), removal of nitrate nitrogen from drinking water using bamboo powder charcoal (Mizuta et al. 2004), adsorption of fluoride in aqueous solutions using activated carbon from pyrolysis of rice straw (Daifullah et al. 2007), and removal of 3-chloropenol from water using rice straw carbon (Wang et al. 2007). These materials have a long history in being used as alternative materials for cleaning and absorbing aqueous solutions. In fact, comparing the performance of the three materials has been done especially for removing methylene blue (Kannan & Sundaram 2001). On the other hand, filtration of iron (II) has also been conducted using activated

carbon from olive stone waste (Alslaibi *et al.* 2013).

Now we analyze the MSC materials obtained in this study. It may be observed that the size of the original filter paper thread material is smaller SMC materials, i.e.: 0.2 micron compared to 3 to 8 microns, respectively. This means that the thread materials may hold the SMC materials above the filter paper. The surface of the original filter paper seems to be smooth but after the addition of the SMC materials the surface becomes coarse. In this study, we only manage to conduct SEM images for coconut shell and bamboo materials. The surface morphologies of both SMC materials seems to be similar and consisting of pores. However, the volume sizes of the SMC materials are different where bamboo are larger than coconut shell.

CONCLUSION

SMC materials from various materials, i.e.: bamboo, coconut shell, and rice straw have been produced and compared. The method of synthesizing the SMC materials is liquidphase exfoliation via self-custom made ultrasound generator assisted by surfactant contained in commercial detergent. The SMC materials are used as a filtration system combined with filtering paper to trap Fe metal contained in Mataram canal water samples. The sizes of these SMC materials are around 0.5 μm to 10 μm which confirm the exfoliation to sub-micron scales. The best SMC material for Fe filtration is from bamboo with Fe filtration ability up to 95% based on the AAS results.

ACKNOWLEDGEMENT

The authors would like to thank the Faculty of Mathematics and Natural Science of Universitas Negeri Yogyakarta for supporting this research.

REFERENCES

Alslaibi TM, Abustan I, Ahmad MA & Foul AA. 2013. Kinetics and Equilibrium Adsorption of Iron (II), Lead (II), and Copper (II) onto Activated Carbon Prepared from Olive Stone Waste. *Desalin Water*

- *Treat* 52(40-42): 1-11. DOI: 10.1080/19443994.2013.833875.
- Arnold BF, & Colford Jr JM. 2007. Treating Water with Chlorine at Point-of-use to Improve Water Quality and Reduce Child Diarrhoea in Developing Countries: a Systematic Review and Meta-analysis. *Am J Trop Med Hyg.* 76: 354-364. DOI: 10.4269/ajtmh.2007.76.354.
- Babel S & Kurniawan TA. 2004. Cr(IV) Removal from Synthetic Wastewater Using Coconut Shell Charcoal and Commmerical Activated Carbon Modified with Oxidizing Agents and/or Chitosan. Chemosphere 54(7): 951-967. DOI: 10.1016/j.chemosphere.2003.10.001.
- Boyce JM, Kelliher S & Vallande N. 2008. Skin Irritation and Dryness Associated with Two Hand-hygiene Regimens: Soap-and-water Hand Washing Versus Hand Antisepsis with Alcoholic Hand Gel. *Infect Control Hosp Epidemiol* 21: 442-448. DOI: 10.1086/501785.
- Craig H, Gordon LI & Horibe Y. 1963. Isotopic Exchange Effects in the Evaporation of Water. *J Geophys Res* 68: 5079-5087. DOI: 10.1029/JZ068i017p05079.
- Daifullah AAM, Yakout SM & Elreefy SA. 2007.

 Adsorption of Fluoride in Aqueous Solutions using KMnO4-modified Activated Carbon Derived from Steam Pyrolysis of Rice Straw. *J Hazard Mater* 147(1-2): 633-643. DOI: 10.1016/j.jhazmat.2007.01.062.
- Eklind Y & Kirchmann H. 2000. Composting and Storage of Organic Household Waste with Different Litter Amendments II: Nitrogen Turnover and Losses. Bioresour Technol 74: 125-133. DOI: 10.1016/S0960-8524(00)00005-5.
- Gleick PH. 1996. Basic Water Requirements for Human Activities: Meeting Basic Needs. *Water Int.* 21: 83-92. DOI: 10.1080/02508069608686494.
- Hernandez Y, Nicolosi V, Lotya M, Blighe FM & Sun Z, et al. 2008. High-yield Production of Graphene by Liquid-phase Exfoliation of Graphite. *Nat Nanotechnol.* 3: 563-568. DOI: 10.1038/nnano.2008.215
- Kannan N & Sundaram MM. 2001. Kinetics and Mechanism of Removal of Methylene Blue by Adsorption on Various Carbons-A Comparative Study. *Dyes Pigm* 51(1): 25-40. DOI: 10.1016/S0143-7208(01)00056-0.
- Kobya M. 2004. Removal of Cr(IV) from Aqueous Solutions by Aadsoption onto Hazelnut shell Activated Carbon: Kinetics and Equilibrium Studies. *Biosour Technol.* 91(3): 317-321. DOI: 10.1016/j.biortech. 2003.07.001.

- Kohgo Y, Ikuta K, Ohtake T, Torimoto Y & Kato J. 2008. Body Iron Metabolism and Pathophysiology of Iron Overload. *Int J Hematol.* 88: 7–15. DOI: 10.1007/s12185-008-0120-5.
- Macedonio F, Drioli E, Gusev AA, Bardow A, Semiat R & Kurihara M. 2012. Efficient Technologies for Worldwide Clean Water Supply. *Chem Eng Process: Process Intensific* 51: 2-17. DOI: 10.1016/j.cep. 2011.09.011.
- Maddison A. 2001. The World Economy: A Millenial Perspective. OECD.
- Mandi MAL & Ouazzani N. 2009. Removal of Organic Pollutants and Nutrients from Olive Mill Wastewater by a Sand Filter. *J Environ Manage* 90: 2771-2779. DOI: 10.1016/j.jenvman.2009. 03.012.
- Medve J, Lee D & Tierneld F. 1998. Ion-exchange Chromatographic Purification and Quantities Analysis of Trichoderma reesei cellulose cellobiohydrolase I, II, and endoglucanase II by Fast Protein Liquid Chromatography. *J Chromatogr A* 808: 153-165. DOI: 10.1016/S0021-9673(98)00132-0.
- Mizuta K, Matsumoto T, Hatate Y, Nishihara K & Nakanishi T. 2004. Removal of Nitrate-Nitrogen from Drinking Water Using Bamboo Powder Charcoal. *Biosour Technol* 95(3): 255-257. DOI: 10.1016/j.biortech.2004.02.015.
- Murat A, Segura JJ, Oro-Sole J & Casan-Pastor N. 2012.

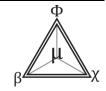
 The Synthesis of Graphene Sheets with
 Controlled Thickness and Order Using Surfactant
 Assisted Electrochemical Processes. *Carbon* 50:
 142-152. DOI: 10.1016/j.carbon.2011.07.064.
- Ren LJ, Tan X & Wang X. 2013. Comparative Study of Graphene Oxide, Activated Carbon and Carbon Nanotubes as Adsorbents for Copper Decontamination. *Dalton Trans* 42: 5266-5274. DOI: 10.1039/C3DT32969K.

- Robert C & Kupper TS. 1999. Inflammatory Skin Diseases, T Cells, and Immune Surveillance. *N Engl J Med* 341: 1817-1828.
- DOI: 10.1056/NEJM199912093412407.
- Savage XN & Diallo MS. 2005. Nanomaterials and Water Purification: Opportunities and Challenges. *J Nanopart Res* 7: 331–342. DOI: 10.1007/s11051-005-7523-5.
- Shannon MA, Bohn PW, Elimenech M, Georgiadis JG, Marinas BJ & Mayes AM. 2008. Science and Technology for Water Purification in the Coming Decades. *Nature* 452: 301-310.
- Sherard JL, Dunnigan, LP & Talbot JR. 1984. Basic Properties of Sand and Gravel Filters. *J Geotech Eng* 110: 684-700. DOI: 10.1061/(ASCE)0733-9410(1984)110:6(684).
- Snider L. 2004. Resisting Neo-liberalism: The Poisoned Water Disaster in Walkerton Ontario. *Soc Leg Stud* 13: 265-289. DOI: 10.1177/0964663904042554.
- Sobsey MD, Stauber CE, Casanova LM, Brown JM & Elliot MA. 2008. Point of Use Household Drinking Water Filtration: A Practical, Effective Solution for Providing Sustained Access to Safe Drinking Water in the Developing World. *Environ Sci Technol.* 42: 4261-4267. DOI: 10.1021/es702746n.
- Thompson T, Sobsey M & Bartram J. 2003. Providing Clean Water Keeping Water Clean: an Integrated Approach. *Int J Environ Health Res* 13: 89-94. DOI: 10.1080/0960312031000102840.
- Wang SL, Tzou YM, Lu YH & Sheng G. 2007. Removal of 3-chlorophenol from Water Using Rice Strawbased Carbon. *J Hazard Mater* 147(1-2): 313-318. DOI: 10.1016/j.jhazmat.2007.01.031.
- Wotton RS. 2002. Water Purification Using Sand. *Hydrobiologia* 469: 193-201.

Jurnal MIPA 40 (2) (2017): 104-110



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Sintesis Kitosan-Silika *Bead* serta Aplikasinya untuk Menurunkan Kadar Ion Cr(VI) dalam Larutan

M Y Sari™, E B Susatyo

Jurusan Kimia, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Semarang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: chitosan-silica beads, metal ions Cr(VI), adsorption capacity

Abstrak

Telah dilakukan sintesis kitosan-silika *bead* sebagai adsorben untuk menurunkan kadar ion logam Cr(VI) dalam larutan. Tujuan penelitian adalah untuk mengetahui kondisi optimum yakni komposisi kitosan dan silika, waktu kontak dan konsentrasi ion logam Cr(VI) maksimal. Kitosan-silika *bead* disintesis dengan variasi komposisi kitosan dan silika *bead* 1:4; 1:1; dan 4:1, kemudian komposisi optimum yang diperoleh diaplikasikan dalam menurunkan ion logam Cr(VI) dengan variasi bertahap waktu kontak (30, 60, 90 dan 120 menit) dan konsentrasi (50-250 ppm). Kandungan ion Cr(VI) dalam larutan diuji menggunakan SSA (Spektrofotometer Serapan Atom). Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa pada penentuan komposisi optimum diperoleh komposisi kitosan-silika *bead* 4:1 sebagai komposisi terbaik untuk adsorpsi ion logam Cr(VI) dengan kapasitas adsorpsi sebesar 19,449 mg/g. Waktu kontak optimum dalam penurunan ion logam Cr(VI) oleh kitosan-silika *bead* 4:1 adalah 90 menit dengan kapasitas adsorpsi 17,66 mg/g, sedangkan konsentrasi optimum ion logam Cr(VI) diperoleh pada 200 mg/L dengan kapasitas adsorpsi sebesar 31,502 mg/g.

Abstract

The synthesis of chitosan-silica bead as an adsorbent has been done to reduce the Cr(VI) metal ion content in solution. The purpose of this research is to know the optimum condition of chitosan and silica composition, contact time and maximum concentration of Cr(VI) metal ion. Chitosan-silica beads were synthesized with a variation of chitosan: silica bead composition and 1: 4; 1: 1; and 4: 1, then the optimum composition obtained was applied in lowering Cr(VI) metal ions with gradual variation of contact time (30, 60, 90 and 120 min) and then concentration (50-250 ppm). The Cr(VI) ion content in the solution was tested using SSA (Atomic Absorption Spectrophotometer). The results of this study indicate that on determination of the optimum composition obtained the composition of chitosan-silica bead 4: 1 as the best composition for adsorption of Cr(VI) metal ions with adsorption capacity of 19.449 mg/g. The optimum contact time in the decrease of Cr(VI) metal ions by 4: 1 beads silica chitosan was 90 minutes with adsorption capacity of 17.66 mg/g, while the optimum concentration of Cr(VI) metal ions was obtained at 200 mg/L with adsorption capacity of 31.502 mg/g.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

[™] Alamat korespondensi:

ISSN 0215-9945

PENDAHULUAN

Pencemaran lingkungan oleh logam berat merupakan masalah yang serius seiring dengan penggunaan logam berat dalam bidang industri. Efek logam berat dapat berpengaruh langsung pada kehidupan yakni terakumulasi pada rantai makanan bahkan pada konsentrasi yang sangat rendah. Beberapa logam berat yang dapat mencemari lingkungan dan bersifat toksik adalah Hg, Cd, Zn, Pb, Cu dan Cr (Fahmiati *et al.* 2006).

Sumber ion Cr(VI) berasal dari industri pelapisan logam dan produksi pigmen. Ion Cr(III) terdapat dalam limbah pencelupan tekstil, keramik gelas, dan dari kegiatan penyamakan kulit (Effendi 2003). Logam Cr merupakan salah satu jenis logam berat yang mempunyai daya racun tinggi. Daya racun yang tinggi terjadi jika Cr berada di berbentuk ionik. Ion Cr(VI) bersifat toksik dan dapat menyebabkan kanker. Baku mutu air limbah yang boleh dialirkan ke air permukaan untuk Cr(VI) sebesar 0,05 - 1 mg/L dan untuk Cr (total) sebesar 0,1- 2 mg/L (Cahyaningrum et al. 2008). Berdasarkan Keputusan Menteri Negara KEP-51/MENLH/10/1995, baku mutu air limbah cair untuk Cr(VI) sebesar 0,1 mg/L. Menurut Effendi (2003), kadar Cr(VI) sebesar 0,1 mg/L dianggap berbahaya bagi kehidupan organism laut, sedangkan menurut Peraturan Pemerintah No. 82 tahun 2001 kadar maksimum untuk Cr(VI) sebesar 0,05 mg/L.

untuk Berbagai upaya mengurangi pencemaran logam berat Cr(VI) yang semakin meningkat diarahkan pada penggunaan bahan yang mudah didegradasi. Teknik penanggulangan masalah pencemaran Cr(VI) di lingkungan yang dapat dilakukan antara lain dengan cara adsorpsi, pertukaran ion dan sistem membran. Salah satu metode yang paling sederhana dan paling sering digunakan adalah dengan metode adsorpsi atau penyerapan. Metode adsorpsi memiliki beberapa kelebihan diantaranya adalah prosesnya relatif sederhana, efektifitas dan efesiensinya relatif tinggi, serta tidak memberikan efek samping berupa zat beracun (Volesky & Naja 2005).

Beberapa tahun terakhir telah dilakukan penelitian tentang polimer alam (biopolimer) yang mampu mengikat logam berat limbah. Mekanisme pengikatan tersebut melalui pembentukan senyawa kompleks sehingga biopolimer dapat berfungsi sebagai adsorben. Biopolimer mempunyai kemampuan memisahkan logam berat dari air meskipun konsentrasinya sangat rendah. Salah satu biopolimer yang saat ini banyak diteliti sebagai adsorben logam berat dalam air limbah adalah kitosan (Yunianti & Maharani 2012).

Kitosan merupakan biopolimer vang didapatkan melalui proses deasetilasi kitin yang mengandung lebih dari 500 unit glukosamin (Rabea et al. 2003). Menurut Cahyaningrum et al. (2008), kitosan mempunyai kemampuan untuk mengikat ion-ion logam, terutama logam transisi pembentukan ikatan melalui koordinasi. Kemampuan adsorpsi kitosan dihubungkan dengan adanya gugus hidroksi (-OH) dan amina (-NH₂), serta gugus amida (-NHCOCH₃) pada kitin yang masing-masing dapat bertindak sebagai ligan jika berinteraksi dengan logam (Cahyaningrum et al. 2008).

Kitosan memiliki ketahanan terhadap asam yang kurang baik (Ngah *et al.* 2002), sehingga perlu penambahan silika agar ketahanan terhadap asam menjadi lebih baik dan kemampuan adsorpsi logam berat semakin besar. Kitosan yang memiliki gugus aktif amina dalam jumlah besar, dapat terprotonasi membentuk NH₃+ dan dalam suasana asam mampu berikatan dengan polianion membentuk kompleks, sedangkan pada pH di atas 4 dapat membentuk kompleks dengan zat pewarna dan logam berat (Cahyaningrum *et al.* 2008).

Silika merupakan bahan kimia yang pemanfaatan dan aplikasinya sangat luas mulai dari bidang elektronik, mekanik, medis, seni hingga bidang-bidang lainnya. Salah satu pemanfaatan serbuk silika yang cukup luas adalah sebagai penyerap kadar air di udara sehingga memperpanjang masa simpan bahan dan sebagai bahan campuran untuk keramik seni (Harsono 2002). Sulaiman dan Cahyaningrum (2013) melaporkan bahwa adsorpsi ion logam Cr(VI) oleh kitosan bead dan kitosan-silika bead mempunyai pH optimum pada pH 2 dengan jumlah ion logam Cr(VI) teradsorpsi sebesar 56,54 mg/L untuk kitosan bead dan kitosan-silika bead sebesar 59,43 mg/L dengan waktu interaksi 60 menit. Pada penelitian Hu *et al.* (2010) yang melakukan ikat silang antara kitosan dengan etilendiamin tetra asetat (ETDA) menunjukkan bahwa kapasitas adsorpsi kitosan-ETDA terhadap ion logam Cr(VI) maksimum dicapai pada pH 2 sebesar 19,76 mg/g.

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, maka tujuan penelitian adalah untuk mengetahui kondisi optimum yakni komposisi kitosan-silika *bead* terbaik, kemudian memperoleh waktu kontak dan konsentrasi ion logam Cr(VI) maksimal pada aplikasi penurunan ion logam Cr(VI) dengan adsorben kitosan-silika *bead*.

METODE

Sintesis kitosan-silika bead dilakukan dengan menggunakan metode sol-gel. Larutan kitosan dibuat dengan melarutkan 1 gram kitosan ke dalam 100mL CH3COOH 1% (Zulfikar et al. kemudian diaduk secara 2013), menggunakan magnetic stirrer selama 1 jam sampai homogen. Preparasi sol silika dari TEOS (Tetra Etil orto Silikat) sebagai sumber silika, akuades, etanol dilakukan pada komposisi sol dalam perbandingan molar adalah 2:2:1 (TEOS: etanol: akuades) (Zulfikar et al. 2013). Dalam penelitian ini kitosan silika bead dibuat dengan perbandingan komposisi seperti pada Tabel 1.

Tabel 1. Komposisi (v/v) bahan pada pembuatan kitosan-silika *bead*

Kitosan : Silika	Kitosan (mL)	TEOS (mL)
1:4	10	40
1:1	25	25
4:1	40	10

Pada pembuatan kitosan-silika bead, larutan kitosan ditambahkan dengan larutan TEOS dengan perbandingan seperti pada Tabel 1 dan diaduk menggunakan magnetic strirrer selama 1,5 jam pada suhu kamar. Campuran larutan dimasukkan ke dalam petri dish (diameter 10 cm) dan dikeringkan pada suhu ruangan selama 4 hari. Setelah itu, kitosan-TEOS bead dicuci dengan akuademin sampai netral kemudian dikeringkan selama 3-3,5 jam. Kitosan-silika bead yang kering kemudian ditumbuk menggunakan mortar dan diayak 100 mesh (Kahardian 2014). Kitosan-silika bead yang terbentuk diaplikasikan dalam

penurunan ion logam Cr(VI) sehingga didapatkan komposisi, waktu kontak dan konsentrasi optimum. Kitosan-silika *bead* setelah menyerap ion logam selanjutnya dikarakterisasi menggunakan FTIR.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Sintesis kitosan silika *bead* perbandingan 1:4 adalah komposisi dengan jumlah masingmasing kitosan 10 mL dan silika 40 mL. Pada perbandingan kitosan-silika ini terbentuk *bead* dengan waktu pengendapan selama 3 hari dan waktu pengeringan menggunakan oven selama 3,5 jam. Warna putih pada *bead* dikarenakan komposisi silika yang lebih dominan.

Kitosan-silika bead pada perbandingan 1:1 (kitosan 25 mL dan silika 25 mL) tidak berbeda secara signifikan jika dibandingkan dengan kitosan-silika 1:4. Waktu pengendapan untuk membentuk gel adalah selama 3 hari. Hal ini dikarenakan komposisi kitosan dan silika sama sehingga untuk membentuk bead kering cukup lama yaitu 5 jam agar terjadi interaksi antara kitosan dengan silika. Kitosan-silika bead 1:1 berwarna putih.

Pada kitosan-silika dengan perbandingan 4:1 membutuhkan waktu pengendapan dan pengeringan yang sangat lama yaitu 4 hari dan 5,5 jam. Hal ini dikarenakan komposisi kitosan lebih banyak dan silika hanya sedikit. Kitosan yang berlebih ini memiliki ketahanan fisik terhadap asam kurang baik sehingga apabila ditambahkan silika yang hanya sedikit sukar terjadi interaksi (Kaban 2009). Warna bead cenderung kekuningan yang menunjukkan adanya kitosan yang lebih dominan.

Kitosan silika berbentuk gel saat di endapkan menunjukkan bahwa interaksi antara kitosan dan silika berwarna jernih dan kental.

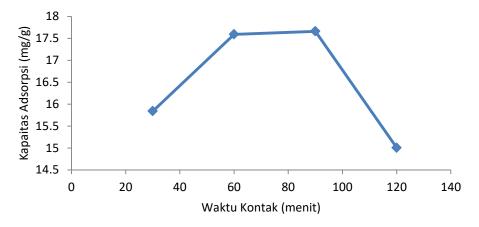
Tabel 2. Adsorpsi ion logam Cr(VI) oleh kitosansilika *bead* pada berbagai variasi komposisi

Komposisi	DayaAdsorpsi
kitosan:silika	(mg/g)
1:4	10,576
1:1	14,254
4:1	19,449

Tabel 2 menunjukkan bahwa daya adsorpsi kitosan-silika *bead* mengalami peningkatan dari komposisi kitosan-silika 1:4, 1:1, dan 4:1. Menurut Cahyaningrum *et al.* (2008), penambahan silika yang berlebih mampu meningkatkan ukuran pori adsorben sehingga dapat lebih banyak mengadsorpsi ion logam Cr(VI). Pemilihan silika sebagai bahan tambahan untuk modifikasi kitosan karena silika memiliki gugus aktif silanol (Si-OH) dan siloksan (Si-O-Si) (Buhani *et al.* 2009). Silika juga memiliki sifat tahan terhadap asam (Amaria 2007). Akan tetapi dalam penelitian ini terjadi sebaliknya. Penambahan silika yang berlebih mempunyai kapasitas adsorpsi lebih kecil. Hal ini dikarenakan silika belum efektif mengadsorpsi ion

logam karena atom O yang merupakan situs aktif pada silika gel berukuran kecil dan memiliki polarisabilitas yang rendah, sehingga interaksi dengan logam berat yang pada umumnya berukuran besar dan memiliki polarisabilitas yang tinggi secara teoritis relatif kurang kuat. Berdasarkan uraian di atas komposisi yang paling baik untuk menyerap ion logam Cr(VI) adalah komposisi kitosan-silika *bead* 4:1 dengan daya adsorpsi sebesar 19,449 mg/g.

Penentuan waktu kontak optimum diperoleh setelah melakukan optimasi komposisi kitosan-silika *bead* pada adsorpsi ion logam Cr(VI) dengan hasil disajikan pada Gambar 1 dan Tabel 3.



Gambar 1. Grafik penentuan waktu kontak optimum ion logam Cr(VI)

Tabel 3. Adsorpsi ion logam Cr(VI) oleh kitosansilika *bead* pada berbagai variasi waktu kontak

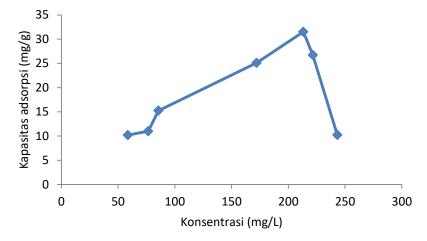
Waktu interaksi	Daya Adsorpsi
(menit)	(mg/g)
30	15,84
60	17,59
90	17,66
120	15,006

Gambar 1 menunjukkan bahwa adsorpsi mengalami peningkatan pada waktu 30-60 menit dan menjadi konstan pada waktu 60-90 menit. Setelah 90 menit, daya adsorpsi ion logam Cr(VI) cenderung turun sampai 120 menit. Hal ini menunjukkan bahwa waktu kontak optimum adsorpsi logam Cr(VI) oleh kitosan-silika *bead* dicapai pada waktu kontak 90 menit dengan daya adsorpsi sebesar 17,66 mg/g. Hal ini menunjukkan bahwa pada waktu 90 menit adsorpsi mencapai

kesetimbangan dan adsorben kitosan-silika *bead* sudah jenuh oleh ion logam Cr(VI).

Berdasarkan penelitian Cahyaningrum *et al.* (2013), adsorpsi kitosan-silika *bead* cenderung konstan dan proses adsorpsi diperkirakan telah mencapai kesetimbangan sehingga penambahan waktu interaksi tidak memberikan pengaruh terhadap proses adsorpsi. Saat mencapai kondisi kesetimbangan, situs aktif kitosan-silika *bead* sudah jenuh oleh ion logam Cr(VI) sehingga kurang dapat menyerap ion logam Cr(VI) lagi. Pada waktu kontak tak terhingga yaitu 24 jam yang digunakan sebagai pembanding dengan waktu kontak yang ditentukan sebelumnya, diperoleh daya adsorpsi sebesar 16,52 mg/g. Daya adsorpsi mengalami penurunan karena adanya proses desorpsi.

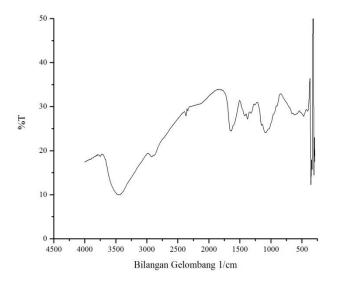
Penentuan konsentrasi optimum dilakukan setelah optimasi konsentrasi ion logam Cr(VI). Hasilnya disajikan pada Gambar 2. Pada Gambar 2 terlihat bahwa adsorpsi mengalami peningkatan pada konsentrasi awal 50-200 ppm dan mulai konstan pada konsentrasi awal 200-240 ppm sehingga konsentrasi optimum adsorpsi logam Cr(VI) terjadi pada larutan awal 200 ppm. Hal ini menunjukkan bahwa pada konsentrasi 200 ppm sudah mengalami kejenuhan dan kandungan ion logam Cr(VI) dalam larutan lebih banyak dari pada gugus pengikat adsorbennya.



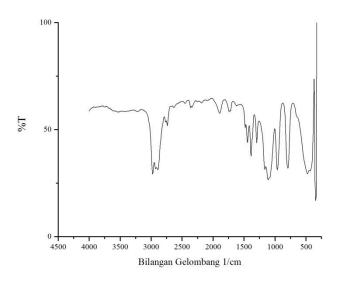
Gambar 2. Kurva penentuan konsentrasi optimum ion logam Cr(VI)

Menurut Kahardian (2014), pada saat konsentrasi di bawah optimum, kandungan ion logam Cr(VI) lebih sedikit dibandingkan gugus kitosan-silika *bead* sehingga adsorpsi masih mengalami peningkatan. Sedangkan pada konsentrasi awal di atas optimum, kandungan ion logam Cr(VI) lebih banyak dibandingkan gugus pengikat pada kitosan-silika *bead* sehingga kitosan-silika *bead* sudah mengalami kejenuhan dalam menyerap logam Cr(VI) dan mengakibatkan adsorpsi terhenti.

Analisis gugus fungsi pada sampel kitosan, silika dan kitosan-silika *bead* dengan FTIR disajikan berturut-turut pada Gambar 3, 4, dan 5. Gambar 3 memperlihatkan pita serapan yang melebar pada sampel kitosan yakni pada bilangan gelombang 3448,72–3903,92 cm⁻¹ yang menunjukkan adanya gugus fungsional -OH sedangkan pada bilangan gelombang 1635,64 cm⁻¹ menunjukkan situs aktif kitosan yaitu -NH₂.

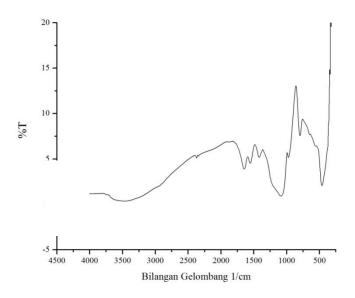


Gambar 3. Spektra FTIR kitosan



Gambar 4. Spektra FTIR silika

Dari Gambar 4 dapat dilihat juga pita serapan pada bilangan gelombang 964,41 cm⁻¹ yang terdeteksi dalam sampel silika yang merupakan gugus aktif silika yaitu silanol (Si-OH) dan situs aktif siloksan (Si-O-Si) pada bilangan gelombang 478,35 cm⁻¹.



Gambar 5. Spektra FTIR kitosan-silika bead

Pada Gambar 5 juga dapat dilihat pita serapan pada bilangan gelombang 3471,87 cm⁻¹ terdeteksi dalam sampel kitosan-silika *bead* yang menunjukkan gugus OH. Fakta adanya gugus ini diperkuat dengan adanya pita serapan pada bilangan gelombang 3425,58 cm⁻¹ menunjukkan adanya gugus OH (Kahardian 2014). Pita serapan pada bilangan gelombang 1643,35 cm⁻¹ menunjukkan gugus fungsional –NH₂ kitosan.

Fakta adanya gugus ini juga diperkuat adanya pita serapan pada bilangan gelombang 1648,98 cm⁻¹ (Kahardian 2014). Terdapat juga pita serapan pada 972,12 cm⁻¹ yang menunjukkan gugus fungsi silanol (Si-OH) silika. Adanya gugus Si-OH diperkuat adanya pita serapan pada bilangan gelombang 948,98 cm⁻¹ (Kahardian 2014). Demikian juga terdapat pita serapan 462,92 cm⁻¹ yang menunjukkan gugus fungsional siloksan (Si-

O-Si). Adanya Si-O-Si juga diperkuat pada bilangan gelombang 478,35 cm⁻¹ (Kahardian 2014)

Berdasarkan perbandingan spektra kitosan, silika dan kitosan-silika *bead*, tidak terjadi perubahan yang signifikan. Hal ini menandakan bahwa tidak terjadi interaksi kimia antara kitosan dengan silika, melainkan hanya terjadi interaksi fisik dengan terbentuknya pori pada *bead* yang tidak mempengaruhi karakteristik gugus kitosansilika *bead*.

SIMPULAN

Berdasarkan hasil penelitian pembahasan dapat disimpulkan bahwa komposisi kitosan-silika bead yang paling banyak menyerap ion logam Cr(VI) adalah pada komposisi 4:1. Waktu kontak optimum adsorpsi ion logam Cr(VI) oleh kitosan-silika bead adalah 90 menit dengan daya adsorpsi sebesar 17,66 mg/g. Konsentrasi optimum adsorpsi logam Cr(VI) oleh kitosan-silika bead adalah200 ppm dengan daya adsorpsi sebesar 31,502 mg/g. Hasil karakterisasi FTIR menunjukkan bahwa kitosan-silika bead 4:1 memperlihatkan adanya gugus fungsi -OH dan -NH kitosan. Gugus aktif silika adalah siloksan (Si-O-Si) dan silanol (Si-OH).

DAFTAR PUSTAKA

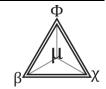
- Amaria. 2007. Adsorpsi seng(ii) menggunakan biomassa *saccharomyces cerevisiae* yang diimobilisasi pada silika secara sol gel. *AktaKimindo* 2(2): 63-74.
- Buhani, Narsito, Nuryono, & Kuniarti ES. 2009. Amino and mercapto-silica hybrid for Cd(II) adsorption in aqueous solution. *Indo J Chem* 9 (2): 170 -176.
- Cahyaningrum SE, Narsito, Santoso SJ, & Agustini R. 2008. Adsorption of Zn(II) metal ion on chitosan bead from shell shrimp (*Penausmonodon*). *Jurnal Manusia dan Lingkungan* 15(2): 90-99.

- Effendi H. 2003. *Telaah Kualitas Air bagi Pengelolaan Sumber Daya dan Lingkungan Perairan*. Yogyakarta: Penerbit Kanisius.
- Fahmiati, Nuryono, & Narsito. 2006. Termodinamika adsorpsi Cd(II), Ni(II), dan Mg(II) pada silika gel termodifikasi 3-merkapto-1,2,4-triazol. *Indo J Chem* 6(1): 52-55.
- Harsono H. 2002. Pembuatan silika amorf dari limbah sekam padi. *Jurnal Ilmu Dasar* 3(2)98-103.
- Hu XJ. 2010. Adsorption of Chromium (VI) by ethylenediamine-modified cross-linked magnetic chitosan resin: isotherms, kinetics and thermodynamics. *J Hazard Mater.* 185: 306–314
- Kaban J. 2009. Modifikasi kimia dari kitosan dan aplikasi produk yang dihasilkan. Prosiding Seminar Hasil Fakultas MIPA. Medan: Universitas Sumatera Utara.
- Kahardian S. 2014. Sintesis silika-kitosan bead untuk menurunkan kadar ion Cd(II) dan Ni(II) dalam larutan. *Indo J Chem Sci* 3(3): 198.
- Ngah WSW, Fatinathan S & Kamari A. 2002. Removal of Copper(II) ions from aqueous solution onto chitosan and cross-linked chitosan beads. *React Funct Polym*, 50: 181-190
- Rabea EI, Badawy MET, Stevens CV, Smagghe G, & Steurbaut W. 2003. Chitosan as antimicrobial agent: applications and mode of action. *Biomacromol*, 4(6): 1457–1465
- Sulaiman N & Cahyaningrum SE. 2013. Penentuan pH optimum adsorpsi ion logam Cr(VI) oleh kitosan bead dankitosan-silika bead. *Indo J Chem* 2(1): 89-93.
- Volesky B & Naja. 2005. Biosorption Application Strategies. In: Proceedings of the 16th Internat, Biotechnol, Symp. (S.T.L.Harrison; DE. Rawlings and J. Petersen) (eds.) Capetown South Africa: IBS Compress Co. 531-542.
- Yunianti S & Maharani DK. 2012. Pemanfaatan membran kitosan-silika untuk menurunkan kadar ion logam Pb(II) dalam larutan. *Journal of Chemistry MIPA*, 1(1): 108-115
- Zulfikar MA, Wahyuningrum D & Lestari S. 2013. adsorption of lignosulfonate compound from aqueous solution onto chitosan-silica beads. *Sep Sci Technol* 48: 1391-1401.

Jurnal MIPA 40 (2) (2017): 111-117



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Enkapsulasi Minyak Lemon (*Citrus limon*) Menggunakan Penyalut β-Siklodekstrin Terasetilasi

O S Priambodo™, E Cahyono, S B W Kusuma

Jurusan Kimia, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Semarang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: encapsulation, acetylated βcyclodextrin and controlled release

Abstrak

Minyak lemon bermanfaat untuk mengurangi rasa tertekan dan menyegarkan pikiran bila dihirup uapnya. Minyak atsiri umumnya mudah menguap dan mudah rusak. Untuk mengatasi masalah tersebut, perlu dilakukan enkapsulasi. Senyawa β-siklodekstrin adalah penyalut yang baik untuk enkapsulasi minyak atsiri. Tujuan penelitian ini adalah melakukan enkapsulasi minyak lemon menggunakan penyalut β-siklodekstrin terasetilasi, dan mendapatkan rasio (b/b) terbaik βsiklodekstrin terasetilasi : minyak lemon melalui pengujian controlled release limonene dalam mikrokapsul minyak lemon. Penelitian yang dilakukan meliputi preparasi katalis Zr4+-zeolit beta, asetilasi β-siklodekstrin, enkapsulasi minyak lemon dan pengukuran controlled release. Hasil yang didapatkan adalah sebanyak 6,40% logam zirkonium teremban dalam zeolit beta. Hasil spektra FTIR adalah intensitas-OH yang muncul pada bilangan gelombang 3336,93 cm-1 pada βsiklodekstrin terasetilasi mengalami penurunan, sedangkan C=O pada bilangan gelombang 1738,45 cm⁻¹ mengalami peningkatan. Controlled release limonene terbaik dalam mikrokapsul minyak lemon terletak pada variasi A2 (β-siklodekstrin terasetilasi : minyak lemon = 2 gram : 2 gram). Hasil SEM mikrokapsul minyak lemon adalah kristal berbentuk menyerupai balok dan nampak lebih gelap daripada β -siklodekstrin terasetilasi yang diyakini adalah minyak lemon telah masuk ke dalam rongga β-siklodekstrin terasetilasi. Ukuran mikrokapsul yang dihasilkan ratarata sebesar < 2μm.

Abstract

Lemon oil is useful for reducing stress and refresh the mind when inhaled its steam. Essential oils are generally volatile and easily damaged. To solve the problem, encapsulation needs to be done. The β -cyclodextrin is a good coating for the encapsulation of essential oils. The purpose of this study was to encapsulate the lemon oil using an acetylated β -cyclodextrin coating, and obtain the best (w/w) ratio of the acetylated β -cyclodextrin: lemon oil by testing controlled release limonene in the lemon oil microcapsules. The studies include preparation of Zr^{4+} -zeolite beta catalyst, acetylation of β -cyclodextrin, encapsulation of lemon oil and controlled release measurements. The result obtained is as much as 6.40% of zirconium metal is plugged in zeolite beta. The result of FTIR spectra is the OH-intensity that appears at 3336.93 cm-1 in β -cyclodextrin of acetylated decrease, whereas C=0 at wave number 1738,45 cm-1 has increased. The best controlled release limonene in lemon oil microcapsules lies in the variation of A2 (β -cyclodextrin acetylated: lemon oil = 2 grams: 2 grams). The result of SEM microcapsule of lemon oil is crystal resembling a beam and appears darker than the β -cyclodextrin which is believed to be lemon oil has entered into the cetylated cytlodextrin cavity. The resulting microcapsule size averaged <2 μ m.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

[™] Alamat korespondensi: E-mail: okky1993@gmail.com ISSN 0215-9945

PENDAHULUAN

Minyak atsiri merupakan komponen aroma, bersifat volatil dan berbentuk cair serta biasanya didapatkan dari tanaman (Supriyadi 2013). Salah satu minyak atsiri yang berguna dalam bidang aromaterapi adalah minyak lemon. Minyak atsiri lemon bermanfaat sebagai anti stress, karena minyak atsiri lemon mampu menenangkan, sehingga dapat membantu dalam menghilangkan kelelahan mental, pusing, gelisah, gugup, dan ketegangan saraf. Minyak atsiri lemon memiliki kemampuan untuk menyegarkan pikiran, yaitu dengan menciptakan pikiran dalam bingkai positif dan menghapus emosi negatif. Menghirup minyak atsiri lemon dapat membantu meningkatkan konsentrasi dan kewaspadaan. Meskipun banyak digunakan dalam berbagai bidang, minyak atsiri rentan terhadap suhu tinggi, oksidasi, sinar UV, dan kelembaban, sehingga diperlukan solusi untuk mengatasi permasalahan tersebut (Cevallos et al. 2010). Enkapsulasi dapat memberikan solusi atas permasalahan tersebut. Enkapsulasi merupakan teknik untuk melindungi bahan inti (core) yang semula berbentuk cair menjadi bentuk padatan sehingga mudah dalam penanganannya serta dapat melindungi bahan inti dari kehilangan flavour (Cevallos et al. 2010).

Metode relevan yang telah dikembangkan untuk enkapsulasi adalah pemanfaatan siklodekstrin sebagai penyalut dalam larutan berair. Rongga siklodekstrin yang sedikit polar ditempati oleh molekul air, karena itu molekul air dapat dengan mudah diganti oleh molekul tamu yang kurang polar daripada air. Teknik *freeze drying* atau pengeringan beku yang mencakup liopilisasi merupakan salah satu proses yang berguna untuk mengeringkan bahan yang sensitif terhadap panas dan tidak stabil dalam larutan air (Martin *et al.* 2010).

Penelitian terkait yang telah dilakukan mengenai enkapsulasi minyak lemon adalah Bhandari et al. (1999) yang manfaatkan β -siklodekstrin sebagai penyalut dalam enkapsulasi minyak lemon. Dalam penelitiannya, diperoleh rasio terbaik dalam pembentukan kompleks β -siklodekstrin : minyak lemon adalah 88 : 12 (b/b) dengan waktu pencampuran optimum selama 15 menit. Pada waktu tersebut, diperoleh enkapsulasi

minyak lemon maksimum (97 mg/g pada β -siklodekstrin) yang dihasilkan dalam kompleks serbuk. Sejauh ini belum pernah ditemukan laporan penelitian tentang enkapsulasi minyak lemon menggunakan penyalut β -siklodekstrin terasetilasi.

Tujuan penelitian ini adalah melakukan enkapsulasi minyak lemon menggunakan penyalut β -siklodekstrin terasetilasi, dan mendapatkan rasio (b/b) terbaik β -siklodekstrin terasetilasi : minyak lemon melalui pengujian controlled release limonene dalam mikrokapsul minyak lemon.

METODE

Penelitian ini diawali dengan preparasi katalis Zr⁴⁺-zeolit beta. Sebanyak 10 gram H-zeolit beta dipanaskan dalam oven pada temperatur 120°C selama 3 jam sehingga terbentuk H-zeolit beta aktif yang dikarakterisasi menggunakan SEM-EDS dan XRF. H-zeolit beta aktif direndam dalam 25 ml ZrCl₄ 0,1N dan diaduk dengan *magnetic stirrer* selama 24 jam. Kemudian, campuran disaring dan dicuci dengan aquademin. Setelah itu, filtrat dideteksi dengan larutan AgNO₃ hingga bebas ion Cl⁻. Residu dikalsinasi pada temperatur 600°C selama 3 jam. Hasilnya berupa Zr⁴⁺-zeolit beta yang dikarakterisasi menggunakan SEM-EDS dan XRF.

Reaksi asetilasi β-siklodekstrin mengacu pada prosedur Sutyagin et al. (2002) yang dimodifikasi. Ke dalam labu leher 3 yang dilengkapi dengan pendingin dan pengaduk magnet, dimasukkan 1 gram katalis Zr4+-zeolit beta ditambah 30 mL anhidrida asetat dan 5 mL DMF, kemudian diaduk dengan magnetic stirrer selama 15 menit dengan kecepatan 250 rpm. Selanjutnya, sebanyak 20 gram β-siklodekstrin yang dilarutkan dalam 50 mL DMF, dimasukkan perlahan sedikit demi sedikit sampai habis sambil diaduk dengan magnetic stirrer selama 36 jam pada temperatur ruang dengan dialiri gas N2. Hasilnya akan terbentuk siklodekstrin yang sudah terasetilasi. Setelah itu disaring, diambil filtrat dan diuapkan sampai setengah volume dari yang dihasilkan. Kemudian ditambah aseton untuk menghasilkan endapan putih yang halus. Selanjutnya dianalisis menggunakan FTIR untuk mengetahui struktur

produk reaksi dan SEM untuk mengetahui morfologinya.

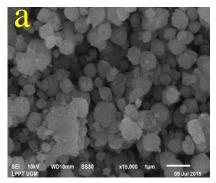
Enkapsulasi minyak lemon menggunakan penyalut β-siklodekstrin terasetilasi mengacu pada prosedur Cevallos et al. (2010) dan Ayala-Zavala et al. (2008) yang dimodifikasi. Sebanyak 2 gram β-siklodekstrin terasetilasi ditambahkan 12 mL etanol 70% sambil diaduk menggunakan magnetic stirrer selama 15 menit pada temperatur ±55°C kecepatan pengadukan 500 dengan Selanjutnya 1,5 gram minyak lemon ditambahkan secara perlahan dalam larutan β-siklodekstrin terasetilasi dalam etanol 70%. Setelah penambahan selesai, diaduk dengan magnetic stirrer lagi selama 4 jam dengan kecepatan 500 rpm tanpa pemanasan. Suspensi minyak lemon, etanol 70% dan β-siklodekstrin terasetilasi ditempatkan pada botol kaca 20 mL dan disimpan di dalam freezer dengan temperatur -80°Cselama 4 jam. Setelahitu, dimasukkan dalam alat freeze dryer untuk proses enkapsulasi sampai menjadi serbuk selama 48 jam. Serbuk mikrokapsul minyak lemon dianalisis morfologinya menggunakan SEM. Reaksi diulang dengan menggunakan 2 dan 2,5 gram minyak lemon.

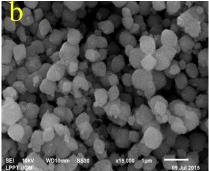
Pengukuran *controlled release* komponen volatil dalam minyak atsiri lemon menggunakan

prosedur Ayala-Zavala et al. (2008) yang dimodifikasi. Dalam penelitian ini, pengukuran dilakukan controlled release menggunakan instrumen Gas Chromatography (GC). Pengukuran dilakukan pada rentang 8 hari, yakni setiap 2 hari sekali (hari ke 0, 2, 4, 6 dan 8). Sebanyak 0,2 gram serbuk minyak lemon dilarutkan dalam 2,5 ml nheksana. Campuran divortex selama 5 menit. Hasil larutannya diinjeksikan ke GC. Sebagai pembanding, diukur juga controlled release untuk minyak lemon yang tidak dienkapsulasi.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Penelitian ini meliputi preparasi katalis Zr⁴⁺-zeolit beta, asetilasiβ-siklodekstrin, enkapsulasi minyak lemon dan pengukuran *controlled release*. Preparasi katalis dilakukan dengan metode pertukaran ion. H-zeolit beta dimodifikasi dengan cara direndam dalam larutan ZrCl₄ 0,1N dan diaduk menggunakan *magnetic stirrer* selama 24 jam pada temperatur kamar. Pada proses ini terjadi pertukaran ion H+ dengan Zr⁴⁺ sehingga katalis akan menjadi Zr⁴⁺-zeolit beta yang dikarakterisasi dengan SEM-EDS. Hasil mikrograf SEM untuk H-zeolit beta dan Zr⁴⁺-zeolit beta disajikan pada Gambar 1.





Gambar 1. Mikrograf SEM perbesaran 15.000x (a) H-zeolit beta (b)Zr4+-zeolit beta

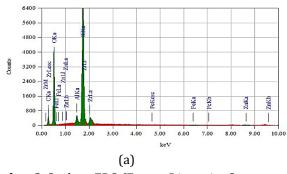
Gambar 1 (a) merupakan mikrograf SEM dari H-zeolit beta. Mikrograf SEM dari H-zeolit beta menunjukan morfologi khas dari H-zeolit beta, yaitu kristal berbentuk kubus dengan bipiramidal terpotong (Yongzhong *et al.* 2005). Gambar 1 (b) merupakan mikrograf SEM untuk Zr⁴⁺-zeolit beta. Morfologi dari Zr⁴⁺-zeolit beta adalah kristal berbentuk kubus bipiramida yang terpotong, hanya saja tampak berwarna lebih putih

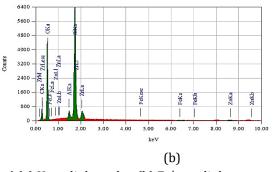
dibandingkan dengan kristal dari H-zeolit beta. Perbedaan ini dikarenakan adanya logam zirkonium yang telah teremban pada zeolit beta melalui metode pertukaran ion.

Gambar 2 adalah spektra EDS (Energy Dispersive Spectroscopy) yang menunjukkan kandungan unsur dalam H-zeolit beta dan Zr⁴⁺zeolit beta danZr⁴⁺-zeolit beta dalah unsur C

(karbon), O (oksigen), Si (silika), Al (aluminium), Fe (besi), Zn (seng) dan Zr (zirkonium).

Konsentrasi unsur-unsur yang ada di dalam zeolit beta mengalami perubahan setelah dilakukan modifikasi, hasilnya disajikan pada Tabel 1.





Gambar 2. Spektra EDS (Energy Dispersive Spectroscopy) (a) H-zeolit beta dan (b) Zr4+-zeolit beta

Tabel 1. Komposisi unsur dalam H-zeolit beta dan Zr4+-zeolit beta

Sampel	Konsentra	siUnsur (%)			
Samper	С	0	Al	Si	Fe	Zn
H-zeolit beta	34,80	32,78	1,27	26,35	-	0,46
Zr ⁴⁺ -zeolit beta	42,59	28,42	1,14	22,44	0,02	0,57

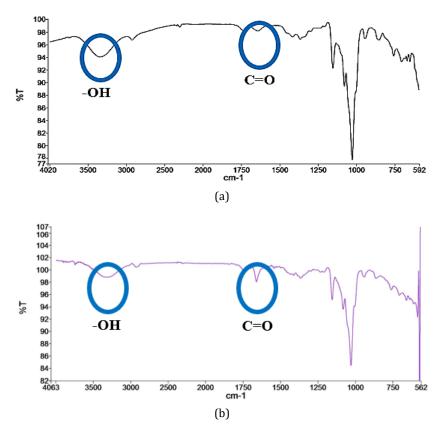
Keberadaan logam Zr sebagai tanda keberhasilan pengembanan logam dapat dilihat dari data analisis menggunakan XRF. H-zeolit beta semula tidak mengandung logam zirkonium. Setelah dilakukan pengembanan dan setelah dianalisis dengan XRF menunjukkan adanya kandungan logam Zr di dalam zeolit beta. Hasil analisis pengembanan logam Zr ke dalam zeolit beta disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Data XRF logam Zr dalam H-zeolit beta dan Zr⁴⁺-zeolit beta

Sampel	Konsentrasi logamZr (%)
H-zeolit beta	-
Zr ⁴⁺ -zeolit beta	6,4%

Hasil reaksi asetilasi β -siklodekstrin adalah kristal β -siklodekstrin terasetilasi berwarna putih yang dianalisis dengan FTIR dan SEM. Penggunaan FTIR dilakukan dengan tujuan untuk mengidentifikasi gugus-gugus yang terkandung pada β -siklodekstrin pada bilangan gelombang 4000-570 cm⁻¹. Spektra FTIR β -siklodekstrin dan β -siklodekstrin terasetilasi disajikan pada Gambar 3.

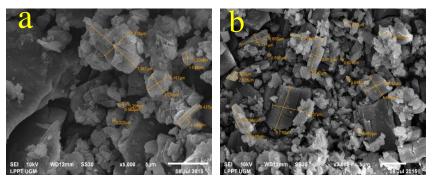
Spektra FTIR β-siklodekstrinpada Gambar 3 menunjukkan adanya serapan pada bilangan gelombang 3336,93 cm⁻¹ yang menunjukkan adanya gugus -OH dari ikatan hidrogen, sedangkan bilangan gelombang 1738,45 cm⁻¹ menunjukkan adanya gugus C=0 karbonil. Analisis senyawa βsiklodekstrin terasetilasi 36 jam terkatalis Zr4+zeolit beta dengan FTIR disajikan pada Gambar 3 (a) menunjukkan adanya serapan pada bilangan gelombang 3336,93 cm⁻¹ yang menunjukkan adanya gugus -OH dari ikatan hidrogen, sedangkan bilangan gelombang 1738,45 cm⁻¹ menunjukkan adanya gugus C=O karbonil. Berdasarkan Gambar 3 (b), gugus –OH pada β-siklodekstrin asetilasi telah berkurang, sedangkan gugus C=0 bertambah. Hal ini menandakan gugus -OH telah digantikan oleh gugus asetil dengan bertambahnya gugus C=O. Namun dikarenakan pada spektra FTIR hasil asetilasi peak pada panjang gelombang sekitar3000an yaitu gugus -OH masih ada berarti bahwa tidak semua gugus -OH pada βsiklodekstrin digantikan oleh gugus asetil dari anhidrida asam asetat.



Gambar 3. Spektra FTIR (a) β-siklodekstrindan (b) β-siklodekstrinterasetilasi

Analisis morfologi β -siklodekstrin dan β -siklodekstrin terasetilasi menggunakan SEM (*Scanning Electron Microscopy*). Gambar 4 merupakan mikrograf SEM untuk β -siklodekstrin (a) dan β -siklodekstrin terasetilasi (b). Gambar 4 (a) adalah mikrograf SEM untuk β -siklodekstrin. Morfologi untuk β -siklodekstrin menunjukkan bentuk kristal tak beraturan dan tidak seragam dengan ukuran yang relative besar. Sedangkan

pada Gambar 4 (b) adalah mikrograf SEM untuk β -siklodekstrin terasetilasi. Morfologi untuk β -siklodekstrin terasetilasi menunjukkan perbedaan bila dibandingkan β -siklodekstrin. Morfologi β -siklodekstrin terasetilasi adalah kristal berbentuk balok, tidak seragam dengan ukuran yang relatif lebih kecil, nampak sebagian Kristal berwarna putih dan lebih terang pada bagian tertentu.

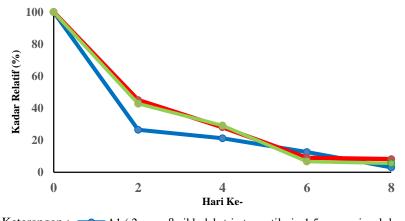


Gambar 4. Mikrograf SEM (*Scanning Electron Microscopy*) perbesaran 5000x. (a) β -siklodektrin (b) β -siklodekstrin terasetilasi

Identifikasi banyaknya komponen senyawa yang terdapat dalam minyak lemon dilakukan dengan menggunakan GC-MS (*Gas* Chromatography-Mass Spectroscopy) QP2010S SHIMADZU. Setelah dianalisis dengan GC-MS, komponen dalam minyak lemon adalah limonena

(93,29%), citral (2,64%), dan 2,6-oktadienal (4,07%). Kandugan terbesar adalah limonena,

sehingga pengukuran laju penguapan dilakukan pada senyawa tersebut dalam mikrokapsul.



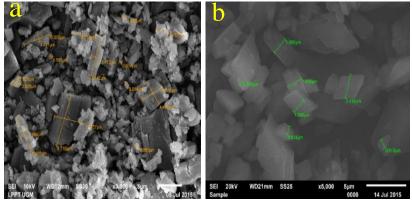
Keterangan: A1 (2 gram β-siklodekstrin terasetilasi: 1,5 gram minyak lemon)
A2 (2 gram β-siklodekstrin terasetilasi: 2 gram minyak lemon)
A3 (2 gram β-siklodekstrin terasetilasi: 2,5 gram minyak lemon)

Gambar 5. Kadar relatif pengukuran penguapan limonena dalam mikrokapsul

Gambar adalah hasil analisis menggunakan GC yang menunjukkan persentase sisa komponen minyak lemon dalam mikrokapsul selama 8 hari pengukuran selalu mengalami penurunan, tiap variasi mengalami penurunan secara signifikan dari heri ke-0 sampai hari ke-2. A1, A2 dan A3 menunjukkan variasi βsiklodekstrin terasetilasi : minyak lemon. Dari ketiga variasi tersebut, A2 menunjukkan laju penguapan limonene dalam mikrokapsul yang paling rendah bila dibandingkan dengan A1 dan A3. Laju penguapan limonena yang rendah dikarenakan jumlah β-siklodekstrin terasetilasi dan minyak lemon sama, sehingga β-siklodekstrin terasetilasi mampu menyalut dan mengikat dengan baik senyawa limonena yang masuk ke dalam β-siklodekstrin terasetilasi. Pada A1, laju penguapannya sedikit lebih cepat dikarenakan jumlah minyak lemon yang lebih sedikit dari pada β-siklodekstrin terasetilasi, dimungkinkan banyaknya ikatan antar aβ-siklodekstrin terasetilasi dengan minyak lemon menjadi sedikit, sedangkan untuk A3, dikarenakan jumlah βsiklodekstrin terasetilasi lebih sedikit dari minyak lemon, dimungkinkan ada limonena yang tidak berikatan dengan β-siklodekstrin terasetilasi, sehingga lebih cepat mudah menguap.

Kesesuaian sifat antara komponen yang akan disalut dan penyalut, akan membuat komponen tersebut terikat kuatsecara kimia sehingga laju penguapannya lambat. Selain itu, sifat komponen yang akan disalut juga harus disesuaikan oleh pelarut yang digunakan. Jika komponen yang akan disalut bersifat nonpolar, maka sebaiknya digunakan pelarut yang bersifat nonpolar atau semi polar, dan sebaliknya. Selain sifat komponen yang akan disalut, penyalut dan pelarut, ada faktor lain yang mempengaruhi laju penguapan yaitu pada kondisi penyimpanan meliputi temperatur dan kelembaban lingkungan (Abdelwahed et al. 2006). Dalam penelitian ini kajian proses penyimpanan tidak diteliti sehingga perlu dilakukan kajian penyimpanan untuk mendapatkan hasil mikrokapsul yang penguapannya dapat dikendalikan pada berbagai kondisi penyimpanan.

Gambar 6 merupakan mikrograf SEM untuk β-siklodekstrin terasetilasi dan mikrokapsul minyak lemon dengan variasi (2 gram βsiklodekstrin terasetilasi : 2 gram minyak lemon). Gambar 6 (a) adalah mikrograf SEM untukβsiklodekstrin terasetilasi. Morfologi untuk βsiklodekstrin terasetilasi adalahkristal berbentuk balok, terdapat gumpalan-gumpalan, beraturan, seragam dengan ukuran yang relatif lebih kecil, dan nampak sebagian kristal berwarna putih dan lebih terang pada bagian tertentu. Gambar 6 (b) adalah mikrograf SEM untuk mikrokapsul minyak lemon. Morfologi untuk mikrokapsul minyak lemon menunjukkan perbedaan yakni bahwa gumpalan-gumpalan tidak nampak, melainkan muncul partikel bulat yang menempel pada lembaran-lembaran kristal berbentuk balok tadi dan nampak lebih gelap yang diyakini adalah minyak lemon yang tersalut dalam β -siklodekstrin terasetilasi.



Gambar 6. Mikrograf SEM (*Scanning Electron Microscopy*) perbesaran 5000x. (a) β -siklodekstrin terasetilasi (b) mikrokapsul minyak lemon dengan perbandingan (2 gram β -siklodekstrin terasetilasi : 2 gram minyak lemon)

SIMPULAN

Berdasarkan hasil enkapsulasi minyak lemon menggunakan penyalut β -siklodekstrin terasetilasi, dapat disimpulkan bahwa *controlled release* limonene dalam mikrokapsul minyak lemon terbaik pada variasi (2 gram β -siklodekstrin terasetilasi : 2 gram minyak lemon). Karakteristik mikrokapsul minyak lemon adalah serbuk putih dengan bau lemon, morfologinya adalah Kristal berbentuk balok dan nampak lebih gelap dari pada β -siklodekstrin terasetilasi. Ukuran mikrokapsul yang dihasilkan rata-rata sebesar<2 μ m.

DAFTAR PUSTAKA

Abdelwahed W, Degobert G, Stainmesse S, & Fessi H. 2006. Freeze-drying of nanoparticles: Formulation, Process and Storage Considerations. *Adv Drug Deliver Rev* 58: 1688–1692.

Ayala-Zavala JF, Gonzalez-Leon HSVA, Alvarez-Parrilla E, n-Belloso OM, Gonzalez-Aguilar GA. 2008. Microencapsulation of cinnamon leaf (Cinnamomum zeylanicum) and garlic (Allium sativum) oils in β -cyclodextrin. J Incl Phenom Macrocycl Chem 60(3-4): 359-368.

Bhandari RB, D'Arcy BR, & Padukka I, Encapsulation of Lemon Oil by Paste Method Using B-Cyclodextrin : Encapsulation Efficiency and Profile of Volatile Oil. *J Agric Food Chem* 47(12):5194–5197.

Cevallos PA, Ponce, Buera MP, & Elizalde BE. 2010. Encapsulation of cinnamon and thyme essential oils components (cinnamaldehyde and thymol) in b-cyclodextrin: Effect of interactions with water on complex stability. *J Food Eng* 99(1): 70-75.

Martín A, Varona S, Navarrete A and Cocero MJ. 2010. Encapsulation and Co-Precipitation Processes with Supercritical Fluids: Applications with Essential Oils. *Open Chem Eng J* 4: 31-41.

Supriyadi & Rujita SA. 2013. Karakteristik Mikrokapsul Minyak Atsiri Lengkuas Dengan Maltodekstrin Sebagai Enkapsulan. *Jurnal Teknologi dan Industri Pangan* 24(2): 201-208.

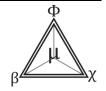
Sutyagin AA, Glazyrin AE, Kurochkina GI, Grachev MK, & Nifant'ev EE. 2002. Regioselective Acetylation of β -Cyclodextrin. Russ J Gen Chem 72(1): 147-150.

Yongzhong Z, Yuntong N, Jaenicke S, & Chuah GK. 2005. Cyclisation of citronellal over zirconium zeolite beta-a highly diastereoselective catalyst to (±)-isopulegol. *J Catal* 229(2): 404-413.

Jurnal MIPA 40 (2) (2017): 118-124



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

K-Nearset Neighbor (K-NN) dan Support Vector Machine (SVM) untuk Klasifikasi Indeks Pembangunan Manusia Provinsi Jawa Tengah

F Fauzi⊠

Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Muhammadiyah Semarang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: Human Development Index, Data Mining, k-Nearest Neighbor, Support Vector Machine, Accuracy

Abstrak

Indeks pembangunan manusia (IPM) adalah salah satu alat ukur pencapaian kualitas hidup satu wilayah bahkan negara. Terdapat 3 komponen dasar peyusun IPM yaitu dimensi kesehatan, pengetahuan, dan hidup layak. IPM menurut BPS dibagi menjadi 4 kategori yaitu IPM rendah (IPM<60), sedang (60≤IPM<70), tinggi (70≤IPM<80), dan sangat tinggi (≥80). Salah satu metode klasifikasi yang terdapat dalam data mining dan sering digunakan serta menghasilkan akurasi yang cukup baik adalah metode k-Nearset Neighbor (k-NN) dan Suppport Vector Machine(SVM). Tujuan penelitian ini adalah membandingkan akurasi kaslifikasi antara kedua metode tersebut. Diperoleh hasil klasifikasi IPM dengan menggunakan metode k-NN dengan nilai k sebesar 5 didapat akutasi klasifikasi sebesar 91.64%. Klasifikasi IPM menggunakan metode SVM dengan parameter gamma 1 dan C= 1, 10, dan 100 menghasilkan akurasi sebesar 95.36%. Metode yang tepat untuk pengklasikfikasian atau pengelompokan IPM adalah metode SVM dengan ketepatan klasifikasi mencapai 95.36%, dengan variabel Harapan Lama Sekolah (HLS) merupakan faktor paling besar mempengaruhi IPM.

Abstract

Human development index (HDI) is one of the measuring instruments of achieving the quality of life of one region and even the state. There are 3 basic components of IPM that is the dimensions of health, knowledge, and decent living. HDI according to BPS is divided into 4 categories: low HDI (HDI <60), moderate ($60 \le IPM < 70$), high ($70 \le IPM < 80$), and very high (≥ 80). One of the classification methods contained in data mining and is often used and produces a fairly good accuracy is the k-Nearset Neighbor (k-NN) and Suppport Vector Machine (SVM) methods. The purpose of this study was to compare the accuracy of casclification between the two methods. Obtained by result of classification of IPM by using k-NN method with value k equal to 5 obtained classification akutasi equal to 91.64%. IPM classification using SVM method with parameter gamma 1 and C = 1, 10, and 100 yield accuracy of 95.36%. The appropriate method for clarifying or grouping HDI is the SVM method with classification accuracy of 95.36%, with Hours Expectancy (HLS) variable being the biggest factor influencing HDI.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

△ Alamat korespondensi: ISSN 0215-9945

E-mail: fatkhurokhmanfauzi@gmail.com

PENDAHULUAN

Indeks pembangunan manusia adalah salah satu alat ukur pencapaian kualitas hidup satu wilayah bahkan negara. Terdapat 3 komponen dasar peyusun Indeks Pembangunan Manusia (IPM) yaitu dimensi kesehatan, dimensi pengetahuan, dan dimensi hidup layak (BPS 2014). Untuk mengukur dimensi kesehatan, digunakan angka harapan hidup waktu lahir. Selanjutnya untuk mengukur dimensi pengetahuan digunakan gabungan indikator harapan lama sekolah dan rata-rata lama sekolah. Dimensi hidup layak digunakan indikator kemampuan daya beli masyarakat terhadap sejumlah kebutuhan pokok yang dilihat dari rata-rata besarnya pengeluaran per kapita disesuaikan.

Indeks Pembangunan Manusia (IPM) menurut Badan Pusat Statistik (BPS) dibagi menjadi 4 kategori atau golongan yaitu Indeks Pembangunan Manusia (IPM) rendah (< 60), sedang $(60 \le IPM < 70)$, tinggi $(70 \le IPM < 80)$, dan sangat tinggi (≥80) (BPS 2014). Karena pembangunan di Indonesia tidak merata maka IPM di wilayah-wilayah terutama kabupaten/kota sangatlah beragam. IPM dengan kategori tinggi sampai sangat tinggi hanya terdapat kabupaten/kota besar di Indonesia, karena di kabupaten/kota besar di Indonesia mempunyai fasilitas kesehatan, pendidikan, dan kebutuhan yang mencukupi. Jawa Tengah merupakan salah satu provinsi yang berada di pulau jawa yang merupakan pulau yang paling maju dalam hal pembangunan infrastuktur, maka indeks pembangunan manusia di pulau Jawa pada umumnya berada pada kategori sedang sampai sangat tinggi.

Data mining adalah serangkaian proses untuk menggali suatu nilau tambah berupa pengetahuan yang selama ini tidak diketahui secara manual dari suatu kumpulan data yang sangat besar (Pramudiono 2007). Data mining bekerja mengumpulkan informasi dari sejumlah data yang besar. Pekerjaan yang berkaitan erat dengan data mining adalah model prediksi (prediction modelling), analisis kelompok (cluster analysis), analisis asosiasi (association analysis), dan deteksi anomaly (Prasetyo 2012). Metode yang terdapat dalam data mining di antaranya

Artifical Neural Network (ANN), Support Vector Machine (SVM), Support Vector Regression (SVR), dan k-Nearset Neighbor (k-NN).

Metode *k-Nearset Neighbor* (k-NN) merupakan salah satu metode klasifikasi yang terdapat dalam data mining selain *Support Vector Machine* (SVM). *k-nearset neighbor* (k-NN) termasuk dalam kelompok *instace-beased learning*. k-NN dilakukan dengan mencari dengan mencari k objek dalam data training yang paling dekat (mirip) dengan objek pada data testing (Wu & Kumar 2009).

Support Vector Machine (SVM) adalah suatu metode klasifikasi yang dikenalkan oleh Vapnik pada tahun 1995. Support Vector Machine (SVM) termasuk dalam kelas Artifical Neural Network (ANN). Dalam melakukan klasifikasi Support Vector Machine(SVM) perlu adanya tahapan training dan tahapan testing. Adapaun kelebihan Support Vecctor Machine (SVM) dibandingkan dengan Artifical Neural Network (ANN) adalah dalam hal solusi yang dicapai, dimana Artifical Neural Network (ANN) solusi yang didapat berupa local optimal, sedangkan Support Vector Machine (SVM) global optimal. Tujuan dari metode Support Vector Machine (SVM) menemukan fungsi pemisah (klasifier) yang optimal yang bisa memisahkan dua set data yang berbeda (Vapnik 1995). Fungsi pemisah hyperplane terbaik atau adalah hyperplane yang terlertak di tengah-tengah dua objek dari kedua kelas.

Kedua metode diatas merupakan metode pengklasifikasian untuk jumlah data yang besar karena kedua metode tersebut merupakan metode yang terdapat dalam data mining. Penelitian terdahulu tentang metode k-Nearset Neighbor(k-NN) dilakukan oleh Leidiyana (2013) yang berjudul "Algoritma k-Nearset Neighebor untuk Penentuan Resiko Kredit Kepemilikan Kendaraan Bermotor" memberikan akurasi klasifikasi sebesar 81.46%. Untuk pelenitian terdahulu tentang metode Support Vector Machine (SVM) dilakukan oleh Novianti & Purnami (2012) dengan judul "Analisis Diagnosis Pasien Kanker Payudara Menggunakan Regresi Logistik dan Support Vector Machine (SVM) Berdsarkan Hasil Mamografi" memberikan akurasi sebesar 94,34%. Namun belum adanya penelitian tentang khasus klasifikasi Indeks Pembangunan Manusia (IPM) dengan metode k-Nearset Neighbor (k-NN) serta Support Vector Machine (SVM), maka dalam peniltian ini akan meneliti tentang pengklasifikasian Indeks Pembangunan Manusia (IPM) menggunakan metode k-Nearset Neighbor (k-NN) dan Support Vector Machine (SVM). Penelitian ini juga bertujuan untuk membandingkan tingkat akurasi k-Nearset Neighbor (k-NN) dan Support Vector Machine (SVM).

METODE

Secara umu tahapan penelitian ini yaitu pengumpullan data, analisis data, dan kesimpulan. Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) tentang Indeks Pembangunan Manusia, Angka Harapan Hidup,Rata-rata Lama Sekolah, Harapan Lama Sekolah, dan pengeluaran perkapita yang disesuaikan tahun 2013-2014 dengan jumlah 105 data. Dengan struktur data terdapat pada Tabel 1.

Tabel 1. Struktur Data

Variabel	Definisi	Kategori	Sekala
Y	Indeks Pembangunan Manusia(IPM)	1 = rendah 2 = tinggi	Nominal
X_1	Angka Harapan Hidup(AHH)	-	Rasio
X_2	Rata-rata Lama Sekolah(RLS)	-	Rasio
X_3	Harapan Lama Sekolah(HLS)	-	Rasio
X_4	Pengeluaran Perkapita yang Disesuaikan(PPD)	-	Rasio

Metode yang digunakan dalam penelitian ini adalah.

k-Nearset Neighbor(k-NN)

Metode *k-nearset neighbor* (k-NN) adalah suatu metode klasifikasi yang terdapat dalam data mining selain *Support Vector Machine* (SVM). k-NN dilakukan dengan mencari dengan mencari k objek dalam data *training* yang paling dekat (mirip) dengan objek pada data testing (Wu & Kumar 2009).

Adapun cara untuk mengukur kedekatan antara data baru dengan data yang lama (data trining), diantaranya Euclidean distance dan mahattan distance. Yang paling seing digunakan untuk mengukur kedekatan antar data adalah euclidean distance (Bramer 2007) yaitu:

$$\sqrt{(a_1-b_1)^2+(a_2-b_2)^2+\cdots+(a_n-b_n)^2}$$
 di mana $a=a_1,a_2,\ldots,a_n\ dan\ a=b_1,b_2,\ldots,b_n$ mewakili n nilai atribut dari dua record.

Untuk *megukur* jarak dari atribut yang mempunyai nilai besar, maka dilakukan normalisasi. Normalisasi bisa menggunakan *minmax normalization* atau *Z-score standardization* (Larose 2005). Untuk menghitung kemiripan kasus digunakan rumus:

$$similarity (p,q) = \frac{\sum_{i=1}^{n} f(pi,qi)X \ wi}{wi}$$

keterangan:

p = kasus baru

q = kasus yang ada dalam penyimpanan

n = jumlah atribut dalam tiap khasus

i = atirbut individu antara 1 sampai dengan n

f = fungsi similarity atribut i antara kasus p dan qw = bobot yang diberikan pada atribut ke-i

Support Vector Machine(SVM)

Support Vector Machine (SVM) termasuk dalam kelas Artifical Neural Network (ANN). Dalam melakukan klasifikasi Support Vector Machine (SVM) perlu adanya tahapan training dan tahapan testing.

Tujuan *dari* metode *Support Vector Machine* (SVM) menemukan fungsi pemisah(klasifier) yang optimal yang bisa memisahkan dua set data yang berbeda (Vapnik 1995). Fungsi pemisah atau *hyperplane* terbaik adalah hyperplane yang terlertak di tengah-tengah dua objek dari kedua kelas. Adapun fungsi linier dari SVM:

$$g(x) = sign(f(x))$$

dengan

$$f(x) = w^T x + b$$

 $x, w \in \mathbb{R}^n$ dan. $b \in \mathbb{R}$ masalah klasifikasi ini bisa dirumuskan sebagai berikut: untuk menemukan nilai dari parameter (w,b) maka $sgn(f(x_i)) = sgn(< w, x > +b) = y_i$ untuk semua i.

Misalkan himpunan $X = \{x_1, x_2, ..., x_n\}$, dinyatakan sebagai kelas positif jika $f(x) \ge 0$ dan

yang lainnya termasuk kedalam negatif. SVM melakukan klasifikasi himpunan vektor *training* berupa set data berpasangan dari dua kelas (Gunn 1998) yaitu $(x_i, y_i), x_i \in \mathbb{R}^n, y_i \in \{1, -1\}, i = 1, ..., n,$

$$L(w, b, \alpha) = \frac{1}{2} \|w\|^2 - \sum_{i=1}^{n} \alpha_i [y_i(w^T x_i + b) - 1]$$

di mana α_i adalah pengganda fungsi Lagrange. Persamaan tersebut merupakan persamaan *primal space* sehingga perlu ditransformasikan kedalam *dual space*.

$$\hat{\alpha} = \arg\min \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \alpha_j y_i y_j (x_i^T x_j) - \sum_{i=1}^{n} \alpha_i$$

dengan batasan,

$$\alpha_i \ge 0$$
, $i = 1, ..., n \, dan \, \sum_{i=1}^n \alpha_i y_i = 0$

Pada kasus *non-separabel* beberapa data mungkin tidak bisa dikelompokan secara benar, maka funggsi objektif dimodifikasi dengan mengikutsertakan variabel slack $\xi > 0$. Maka persamaannya menjadi seperti berikut (Gunn 1998).

$$\Phi(w,\xi)\frac{1}{2}\|w\|^2 + C\sum_{i=1}^{\lambda}\xi_i$$

dengan kendala

$$y_i[(w^Tx_i) + b] + \xi_i \ge 1$$
 $i = 1, 2, ..., n$

Pada kasus separabel dan non-sparabel perbedaan antar keduanya terletak penambahan kendala $0 \le \alpha_i \le C$ pada masalah non-separabel (Novianti & Purnami_2012). Pada kasus non-linier optimasi persamaan menjadi sebagai berikut:

$$\hat{\alpha} = \arg\min \frac{1}{2} \alpha_i \alpha_j y_i y_j K(x_i, x_j) - \sum_{i=1}^n \alpha_i$$

dengan batasan: $0 \le \alpha_i \le C$, i = 1, ..., n dan

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i y_i = 0$$

 $K(x_i, x_j)$ adalah fungsi kernel yang digunakan untuk mengatasi data non-linier. diperoleh fungsi untuk non-linier sebagai berikut:

$$f(x) = sign\left(\sum_{i=1}^{n} y_i \hat{\alpha}_i \left(\phi(x_i), \phi(x_j)\right) + \hat{b}\right)$$
$$= sign\left(\sum_{i=1}^{n} y_i \hat{\alpha}_i \left(K(x_i, x_j)\right) + \hat{b}\right)$$

Semua nilai f(x) < 0 diberi label " -1" dan f(x) > 0 diberi label " +1". Macam-macam kernel diberikan pada Tabel 2 (Prasetyo 2012).

Tabel 2. Jenis Kernel

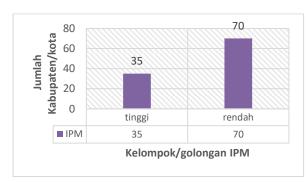
raber 21 jeins Reiner	
Nama Kernel	Definisi Fungsi
Linier	K(x,y) = x.y
Polinomial	$K(x,y) = (x.y + c)^d$
Gasussian RBF	K(x,y)
	$(-\ x-y\ ^2)$
	$= \exp\left(\frac{-\ x-y\ ^2}{2.\sigma^2}\right)$
Sigmoid (tangen	
hiperbolik)	$K(x, y) = \tanh(\sigma(x, y))$
	+ c)
Invers Multikuadrik	
	K(x,y)
	_ 1
	$=\frac{1}{\sqrt{\ x-y\ ^2+c^2}}$

Langkah-langkah analisis data dalam penelitian ini adalah sebagi berikut (1) Melakukan pengumpulan data sekunder, yaitu Pembangunan Manusia (IPM), Angka Harapan Hidup (AHH), Rata-rata Lama Sekolah (RLS), Harapan Lama sekolah (HLS), dan Pengeluaran Perkapita yang Disesuaikan(PPD) provinsi Jawa (2) tahun 2013-2014. Melakukan pengkodingan terhadap variabel prediktor. (3) Membagi data menjadi data training dan data testing dengan menggunakan stratified 10 foldcross validation. (4) Melakukan pengklasifikasian k-nearset neighbor (k-NN) dengan algoritma sebagai berikut: (a) Menentukan jumlah nilai k untuk k-nearset neighbor yaitu 5, 10, 15, 20. (b) Menghitung akurasi klasifikasi. (5) Melakukan pengklasifikasian Support Vector Machine (SVM) dengan algoritma sebagai berikut: (a) Menentukan fungsi kernel untuk pengklasifikasian, dalam penelitian ini menggunakan fungsi kernel Radial Basis Function (RBF). (b) Menentukan parameter kernel dan parameter cost untuk optimasi. (c) Memilih nilai parameter terbaik untuk optimasi data training untuk klasifkasi data testing. (d) Menghitung ketepatan klsifikasi. (6) Membadingkan ketepatan klasifikasi yang diperoleh dari metode *k-nearset neighbor* (k-NN) dengan *Support Vector Machine* (SVM). (7) Membuat kesimpulan dan saran.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Deskriptif

Rata-rata Indeks Pembangunan Manusia (IPM) di Provinsi Jawa Tengah Tahun 2013-2014 adalah sebesar 68.68 atau tergolong rendah, dengan Indeks Pembangunan Manusi (IPM) tertinggi yaitu 79.98, dan terendah 60.78. Jumlah kabupaten/kota dengan klasifikasi menrut Badan Pusat Statistik (BPS) tergambar dalam Gambar 1.



Gambar 1. Deskriptif IPM

Berdsarkan Gambar 1 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah tahun 2013-2014 terdapat 35 kabupaten kota termasuk dalam kelompok Indeks Pembangunan Manusia(IPM) tiinggi, dan 70 kabupaten/kota tergolong rendah.

k-Nearset Neighbor

Hasil klasifikasi Indeks Pembangunan Manusia(IPM) dengan k-Nearset Neighbor (k-NN) menggunakan nilai k 5, 10, 15, dan 20 dapat dilihat pada Tabel 3.

Berdasarkan Tabel 3 bahwa akurasi hasil prediksi *k-Nearset Neighbor* (k-NN) paling tinggi adalah dengan nilai k=10, 15, dan 20 keakuratan mencapai 91.64%. *Sesnsitifity* sebesar 88.57% artinya 88.57% hasil prediksi kelompok IPM rendah dengan menggunakan *k-Nearset Neighbor* (k-NN) sesuai dengan kelompok awal atau sebelum diprediksi, sedangkan untuk *specifity* sebesar 97.14% artinya 97.14% hasil prediksi IPM

tinggi menggunakan metode *k-Nearset Neighbor* (k-NN) sesuai dengan kelompok awal sebelum diprediksi.

Tabel 3. ketepatan prediksi berdsarkan nilai k pada *k Nearset Neighbor* (k-NN)

nilai K	Sensitifity	Specifity	Akurasi
k=5	88.57%	94.29%	90.48%
k=10	88.57%	97.14%	91.64%
k=15	88.57%	97.14%	91.64%
k=20	88.57%	97.14%	91.64%

Support Vector Machine (SVM)

Hasil klasifikasi Indeks Pembangunan Manusia (IPM) menggunakan metode *Support Vector Machin e*(SVM) menggunakan kernel Radial Basis Function (RBF) dengan nilai parameter gamma 1, 5, dan 10 dan parameter C 1, 10, dan 100, dengan hasil dapat dilihat pada Tabel 4.

Tabel 4. ketapatan hasil prediksi berdsarkan parameter

param	Paramet				
Kern			Sensitifi	Specifi	Akura
el	er		- ty	ty	si
	Gamma	С			
	1	1	97.14%	91.43	95.36
	1	1	77.1470	%	%
		10	07.140/	91.43	95.36
		10	97.14%	%	%
		10	05.4.407	91.43	95.36
5		0	97.14%	%	%
	r	1	07.140/	88.57	94.36
	5	1	97.14%	%	%
		10	97.14%	88.57	94.36
RBF				%	%
		10	07.140/	88.57	94.36
		0	97.14%	%	%
	10	1	1000/	71.43	90.27
	10	1	100%	%	%
		10	00.570/	77.14	91.36
		10	98.57%	%	%
		10		77.14	91.36
		0 98.		%	%

Berdasarkan Tabel 4 didapat akuarasi Supoort Vector Machine (SVM) dengan kernel Radial Basis Function (RBF) adalah 95.36% dengan nilai parameter gamma 1 dan C= 1, 10, dan 100. Sesnsitifity untuk metode Support Vector Machine (SVM) sebesar 97.14% artinya 97.14% hasil prediksi kelompok IPM rendah sesuai dengan kelompok awal atau sebelum diprediksi, sedangkan untuk *specifity* sebesar 97.14% artinya 97.14% hasil prediksi kelompok IPM tinggi sesuai dengan kelompok awal sebelum diprediksi.

Tabel 5. Pebobot

Kernel Parameter			Pembobot				Bias
Kerner	Gamma	С	w[AHH]	w[RLS]	w[HLS]	w[PPD]	Dias
	1	1	12.29877	13.1591	15.13175	12.53478	-0.168
		10	13.51809	17.7028	15.95995	14.67104	-0.054
		100	15.04396	20.50267	16.93162	15.94887	0.031
	5	1	26.95775	28.09497	31.78341	29.39203	-0.363
RBF		10	28.02778	30.66482	32.82409	30.80341	-0.316
		100	28.02778	30.66482	32.82409	30.80341	-0.316
	10	1	35.321	36.734	42.074	39.192	-0.393
		10	37.305	39.257	43.885	31.382	-0.345
		100	37.305	39.257	43.885	31.382	-0.345

Berdsarkan Tabel 5 diketahui bahwa keempat variabel berpengaruh karena nilai $\mathbf{w} \neq \mathbf{0}$ dimn nilai \mathbf{w} merupakan vektor pembobot dan nilai b adalah bias. Variabel prediktor yang memberikan pengaruh paling kuat adalah variabel yang menghasilkan vektor bobot \mathbf{w}_i paling besar yaitu 43.885 yaitu harapan lama sekolah.

Support vector adalah titik data terdekat dengan hyperplane masing masing kelas (Nugroho et al. 2003) diberikan pada Tabel 6.

Tabel 6. Support Vector

Parameter		- Support Vecto	
Gamma	С	- Σαρροτί νευισι	
1	1	44	
	10	34	
	100	31	
5	1	85	
	10	86	
	100	83	
10	1	92	
	10	100	
	100	100	
	Gamma 1 5	Gamma C 1 1 100 100 5 1 10 100 10 1 <td< td=""></td<>	

Berdsarkan Tabel 6 jumlah *support vector* paling banyak terdapat pada kombinas parameter gamma 10 dengan C= 10 dan 100, dengan jumlah

support vector sebanyak 100 data. Hal ini berarti terdapat 100 data yang terletak didekat masingmasing hyperplane kelompok IPM rendah dan kelompok IPM tinggi.

Perbadinggan k-NN dan SVM

Nilai parameter gamma dan C serta nilai k dijadikan input untuk proses klasifikasi sehinnga menghasilkan tingkat akurasi, berikut perbadingan tingkat akurasi terbaik berdsarkan nilai gamma dan C untuk *Support Vector Machine* (SVM) dan nilai k untuk k-Nearset Neighbor (k-NN):

Tabel 7. Perbandingan k-NN dan SVM

Metode	Akurasi
k-Nearset Neighbor (k-NN)	91.64%
Support Vector Machine (SVM)	95.36%

k-Nearset Neighbor (k-NN) dengan akurasi 91.64% mrupakan k-Nearset Neighbor (k-NN) dengan nilai $k=10,15, {\rm dan\ }20, {\rm\ sedangkan\ } {\rm\ } {\rm\$

Untuk klasifikasi data mining, nilai, nilai AUC dapat dibagi menjadi beberapa kelompok (Gorunescu 2011).

0.90 – 1.00 = klasifikasi sangat baik.

0.80 - 0.90 = klasifikasi baik

0.70 - 0.80 = klasifikasi cukup

0.60 - 0.70 = klasifikasi buruk

0.50 - 0.60 = klasifikasi salah

Berdsarkan teori di atas kedua metode yaitu *k Nearset Neighbor* (k-NN) dan *Support Vector Machine* (SVM) termasuk klasifikasi sangat baik.

SIMPULAN

Berdsarkan pembahasan diatas dapat disimpulkan bahwa hasil klasifikasi Indeks Pembangunan Manusia (IPM) dengan metode k-Nearset Neighbor (k-NN) dan Support Vector Machine (SVM) termasuk dalam tingkat klasifikasi sangat baik. Metode k-Nearset Neighbo r(k-NN) dengan nilai k = 10, 15, dan 20 menghasilkan akurasi sebesar 91.64%, sedangkan metode Support Vector Machine (SVM) dengan kombinasi parameter gamma 1 C = 1, 10, dan 100. Kedua metode tersebut jika dibandigkan metode Support Vector Machine (SVM) dengan kombinasi parameter gamma 1 C = 1, 10, dan 100 merupakan metode yang paling tepat dibandingkan dengan metode k-Nearset Neighbor (k-NN). Variabel yang paling berpengaruh terhadap IPM berdsarkan pembobot dalam metode Support Vector Machine (SVM) adalah harapan lama sekolah. Sedangkan banyaknya data yang menjadi support vector pada Support Vector Machine (SVM) sebesar 100 data yaitu Support Vector Machine (SVM) dengan kombinasi parameter gamma 10 dengan C = 10 dan 100.

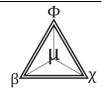
DAFTAR PUSTAKA

- BPS. 2014. *Indeks Pembangunan Manusia Metode Baru*. Jakarta:BPS.
- ----. 2015. *Jawa Tengah dalam Angka 2015*. Semarang:BPS Jawa Tengah.
- ----. 2014. *Jawa Tengah dalam Angka 2015*. Semarang:BPS Jawa Tengah.
- Bramer M. 2007. *Principles of Data Mining*. London:Springer.
- Gorunescu F. 2011. *Data Mining: Concepts, Models, and Techniques*. Verlag Berlin Heidelberg: Springer.
- Gunn S. 1998. Support Vector Machine for Clasification and Regression. Sputhhampton: University of Southaton.
- Larose DT. 2005. *Discovering Knowladge in Data*. New Jersey: John Willey & Sons, Inc.
- Leidiyana H. 2013. Penerapan Algoritma K-Nearest
 Neighbor Untuk Penentuan Resiko Kredit
 Kepemilikan Kendaraan Bemotor. *Jurnal PIKSEL*(*Jurnal Penelitian Ilmu Komputer, System Embedded & Logic*) **1**(1): 65-76.
 [http://www.ejournalunisma.net/ojs/index.php/piksel/article/view/7
- Novianti FA & Purnami SW. 2012. Analisis Diagnosis
 Pasien Kanker Payudara Menggunakan Regresi
 Logistik dan Support Vector Machine (SVM)
 Berdasarkan Hasil Mamografi. *Jurnal Sains dan Seni ITS* 1(1): D147-D152
 [http://www.ejurnal.its.ac.id/index.php/sains_se
 ni/article/view/1937]
- Nugroho AS, Witarto AB & Handoko D. 2003. Support Vector Machine - Teori dan Aplikasinya dalam Bioinformatika. IlmuKomputer.Com
- [http://asnugroho.net/papers/ikcsvm.pdf]
- Pramudiono I. 2007. Pengantar Data Mining:
 Menambang Permata Pengetahuan di Gunung
 Data (Online).
 (http://www.ilmukomputer.org/wpcontent/uploads/2006/08/iko-datamining.zip)
 [diakses tanggal 16 April 2017].
- Prasetyo E. 2012. *Data Mining Konserp dan Aplikasi Menggunakan MATLAB*. Yogyakarta: Andi.
- Vapnik. 1995. *The Natural of Statistical Learning Theory*. New York:Springer.
- Wu X & Kumar V. 2009. *The Top Ten Algorithms in Data Mining*. (Wu X & Kumar V, Ed.). USA: Taylor & Francis Group.

Jurnal MIPA 40 (2) (2017): 125-133



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Analisis Faktor-Faktor dan Peluang yang Berpengaruh terhadap Tingkat Keparahan Korban Kecelakaan Lalu Lintas di Sleman Yogyakarta Menggunakan Regresi Logistik Ordinal

ZZYI Pratama™, E Widodo

Jurusan Statistika, FIMIPA, Universitas Islam Indonesia, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: Severity of Victims, Traffic Accidents, Ordinal Logistic Regression

Abstrak

Regresi logistik ordinal merupakan salah satu metode statistika yang menggambarkan hubungan antara suatu variabel dependen dengan lebih dari satu variabel independen, dimana variabel dependen memiliki lebih dari dua kategori dan skala pengukuran bersifat ordinal. Regresi logistik ordinal dapat diaplikasikan pada bidang kecelakaan lalu lintas. D.I Yogyakarta dikenal dengan kota pendidikan, pariwisata dan kebudayaan memiliki jumlah kecelakaan yang terbilang tinggi. Dengan wilayah meliputi 4 Kabupaten dan 1 Kota, Kabupaten Sleman merupakan wilayah dengan tingkat kecelakaan lalu lintas yang tergolong tinggi dengan kerugian materil paling banyak pada tahun 2016 berdasarkan data kantor Dirlantas Yogyakarta. Penelitian ini bertujuan untuk melihat faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat keparahan korban dan peluang berdasarkan faktor yang ada. Dari penelitian diketahui bahwa faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat keparahan korban kecelakaan lalu lintas adalah Usia, Jenis Kelamin, Peran Korban, Jenis Kecelakaan, Profesi, Kendaraan Korban dan Kendaraan Lawan. Dari tingkat ketepatan klasifikasi model tepat menerangkan keparahan korban kecelakaan sebesar 90,5%.

Abstract

Ordinal logistic regression is one of the statistical methods that describes the relationship between a dependent variable with more than one independent variable, where the dependent variable has more than two categories and the measurement scale is ordinal. Ordinal logistic regression can be applied to the area of traffic accidents. D.I Yogyakarta is known as the city of education, tourism and culture has a number of accidents are fairly high. With the region covering 4 districts and 1 city, Sleman regency is an area with high traffic accident level with the biggest material loss in 2016 based on data of Yogyakarta Dirlantas office. This study aims to see the factors that affect the severity of victims and opportunities based on existing factors. From the research note that the factors that influence the severity of traffic accident victims are Age, Sex, Role of Victim, Type of Accident, Profession, Vehicle Victim and Vehicle Opponent. From the level of accuracy of the exact model classification explains the severity of casualty victims by 90.5%.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

△ Alamat korespondensi: ISSN 0215-9945

E-mail: zhiazhia998@gmail.com

PENDAHULUAN

Analisis Regresi logistik merupakan salah satu metode yang dapat digunakan untuk mencari hubungan variabel dependen yang bersifat dichotomous (berskala nominal atau ordinal dengan dua kategori) atau polichotomous (berskala nominal atau ordinal dengan lebih dari dua kategori) dengan satu atau lebih dari dua variabel independen. Regresi logistik ordinal dapat digunakan untuk memperoleh hubungan antara variabel dependen dengan variabel independen. Variabel dependen pada regresi logistik ordinal memiliki lebih dari dua kategori yang berskala ordinal dan variabel independen berupa data kategori dan/atau kontinu dengan dua variabel atau lebih (k > 2).

Tingkat keparahan korban yang mengalami kecelakaan lalu lintas merupakan salah satu contoh kasus yang melibatkan variabel respon dengan dua atau lebih kategori yang berskala ordinal adalah. Berdasarkan penggolongan kecelakaan lalu lintas yaitu kecelakaan lalu lintas ringan, sedang dan berat, maka tingkat keparahan korban kecelakaan lalu lintas dikategorikan menjadi tiga kategori yaitu luka ringan, luka berat dan meninggal dunia.

Kabupaten Sleman merupakan salah satu wilayah di Yogyakarta yang memiliki tingkat kecelakaan lalu lintas yang tinggi, menurut data kecelakaan lalu lintas di kantor Dirlantas Yogyakarta. Dari data tersebut wilayah Sleman dan Bantul paling banyak terjadi kecelakaan pada tahun 2015 dan tahun 2016, Sleman merupakan wilayah yang memiliki tingkat kecelakaan yang tergolong tinggi dengan kerugian materil paling banyak di bandingkan wilayah lain.

Kecelakaan lalu lintas menjadi suatu permasalahan yang menakutkan bagi para pengendara dan penumpang di jalan. Dalam rangka menekan angka akibat kecelakaan lalu lintas sebaiknya para pengguna jalan lebih mentaati rambu-rambu lali lintas dan lebih berhati hati. Dari latar belakang yang ada maka analisis regresi logistik dipilih karenaanalisis regresi logistik ordinal merupakan salah satu metode

analisis yang dapat digunakan untuk memperoleh hubungan antara variabel dependen yang memiliki lebih dari kategori dua dengan variabel independen berupa data yang bersifat kategori/kontinu dengan dua variabel atau lebih. Dan penelitian ini mengarah pada kasus yang sama. Diharapkan dengan adanya penelitian ini masyarakat akan lebih tahu karasteristik kecelakan, faktor-faktor yang mempengaruhi dan peluang dari kecelakaan lalu lintas tersebut.

Pada penelitian sebelumnya dilakukan oleh Rafita et al. (2013), Penelitian ini berkaitan dengan analisis regresi ordinal untuk melihat gambaran umum kecelakaan lalu lintas DIY pada tahun 2012 melihat pengaruh lokasinya.Penelitian dan Selanjutnya dilakukan oleh Imaslihkah et al. (2013), penelitian berkaitan dengan regresi logistik ordinal dengan kasus faktor-faktor yang mempengaruhi predikat kelulusan mahasiswa S1 Surabaya dan untuk mengetahui karakteristik prestasi belajar mahasiswa, penelitian ini menggunakan kuesioner sehingga pengambilan data secara langsung. Selanjutnya Penelitian yang dilakukan oleh Tuti Purwaningsih, menggunakan analisis regresi logistik ordinal spasial dengan kasus menduga status kemiskinan di pulau Jawa. Bedasarkan uraian di atas, maka penulis tertarik untuk mengadakan penelitian dengan judul "Analisis Regresi Logistik Ordinal Pada Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Tingkat Keparahan Korban Kecelakaan Lalu Lintas di Sleman Yogyakarta 2016". Pada penelitian ini, variabel respon yang sama, akan tetapi variabel bebas yang di gunakan dalam penelitian ini berbeda, menggunakan data terbaru dan lebih fokus dengan data lokasi yang lebih micro yaitu khusus Kabupaten Sleman dilihat dari jumlah kecelakaan lalu lintas nya yang tinggi.

METODE

Penelitian ini menggunakan variabelvariabel yang berkaitan dengan kasus yang diteliti berdasarkan data kecelakaan lalu lintas di Sleman Yogyakarta. Definisi operasional variabel penelitia diberikan pada Tabel 1

Tabel 1. Definisi Operasional Variabel Peneliti

Variabel	Uraian	Hasil	Skala				
Tingkat Keparahan	Menjelaskan tingkat keparahan	1: Luka Ringan (Y_1)	Ordinal				
korban	korban akibat kecelakaan.	2: Luka Berat (Y ₂)					
kecelakaan(Y)		3: Meninggal Dunia (Y_3)					
Usia (X_1)	Satuan waktu yang mengukur waktu	Rasio (X_1)	Rasio				
	untuk menjelaskan usia korban.						
Jenis Kelamin (X_2)	Untuk menjelaskan jenis kelamin	1: Laki-laki <i>X</i> ₂₍₁₎	Nominal				
	korban.	2: Perempuan $X_{2(2)}$					
Peran Korban (X3)	Menjelaskan kondisi peran korban	1: Pejalan kaki $X_{3(1)}$	Nominal				
	saat terjadi kecelakaan.	2: Penumpang $X_{3(2)}$					
		3: Pengendara $X_{3(3)}$					
Jenis Kecelakaan	Klasifikasi dari insiden kecelakaan	1: Tunggal <i>X</i> ₄₍₁₎	Nominal				
(X_4)	yang disebabkan oleh pengguna	2: Tabrak Lari $X_{4(2)}$					
	jalan.	3: Depan Depan $X_{4(3)}$					
		4: Depan Belakang $X_{4(4)}$					
		5: Depan Samping $X_{4(5)}$					
		6: Lainnya (samping-samping /					
		tabrak manusia) $X_{4(6)}$					
Pendidikan (X_5)	Menjelaskan pendidikan terakhir	1: SD X ₅₍₁₎ Ordi					
	korban kecelakaan.	2: SMP $X_{5(2)}$					
		3: SMA $X_{5(3)}$					
		4: S1 X ₅₍₄₎					
		5: Mahasiswa $X_{5(5)}$					
Profesi (X_6)	Menjelaskan profesi atau pekerjaan	1: Pengajar (Guru/Dosen) $X_{6(1)}$	Nominal				
	dari korban kecelakaan.	2: Pelajar $X_{6(2)}$					
		3: Buruh <i>X</i> ₆₍₃₎					
		4: IRT $X_{6(4)}$					
		5: Mahasiswa $X_{6(5)}$					
		6: PNS $X_{6(6)}$					
		7: Swasta <i>X</i> ₆₍₇₎					
Kendaraan Lawan	Alat transportasi yang sedang	1: Pejalan kaki $X_{7(1)}$	Nominal				
(X_7)	digunakan oleh lawan pada saat	2: Sepeda <i>X</i> ₇₍₂₎					
	terjadi kecelakaan lalu lintas.	3: Motor $X_{7(3)}$					
		4: Mobil roda 4 $X_{7(4)}$					
		5: Mobil roda > $4 X_{7(5)}$					
		6:Lainnya (gerobak/becak) $X_{7(6)}$					
Kendaraan Korban	Alat transportasi yang sedang	1: Pejalan kaki $X_{8(1)}$	Nominal				
(X_8)	digunakan oleh korban saat terjadi	i 2: Sepeda <i>X</i> ₈₍₂₎					
	kecelakaan lalu lintas.	3: Motor $X_{8(3)}$					
		4: Mobil roda 4 $X_{8(4)}$					
		5: Mobil roda > $4 X_{8(5)}$					
		6:Lainnya (gerobak/becak) $X_{8(6)}$					

Tahapan-tahap analisis yang akan d lakukan:

1. Regresi logistik ordinal adalah suatu analisis regresi yang digunakan untuk menggambarkan hubungan antara variabel dependen dengan sekumpulan independen. dimana variabel dependen bersifat ordinal, yaitu mempunyai lebih dari dua kategori dan setiap kategori dapat diperingkat (Hosmer & Lemeshow dalam Akbar et al. 2010). Model yang dapat digunakan untuk regresi logistik ordinal adalah model logit, dimana sifat yang tertuang dalam peluang kumulatif sehingga cumulative logit models merupakan model yang dapat dibandingkan dengan peluang kumulatif yaitu peluang kurang dari atau sama dengan kategori repons ke-*j* pada *i* variabel $P(Y \leq j x_i)$. atau independen Peluang kumulatif didefiniskan sebagai berikut (Akbar et al. 2010).

$$P(Y \le j \ x_i) = \frac{\exp(a_j + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ik})}{1 + \exp(a_j + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ik})}$$
(1)

dengan $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ merupakan nilai pengamatan ke-i ($i = 1, 2, \dots, n$) dari setiap p variabel independen. Pendugaan parameter regresi dilakukan dengan menggunakan transformasi logit dari $P(Y \le j \ x_i)$, (Imaslihkah $et\ al.\ 2013$).

- 2. Tahapan dalam Regresi Logistik Ordinal dapat dilihat pada Gambar 1.
- a. Statistik uji G adalah rasio kemungkinan (likelihood ratio test) digunakan untuk menguji peranan variabel independen didalam model secara bersama sama. (Raharjanti & Widiharih 2005).

$$G = -2ln\left[\frac{L_0}{L_i}\right] \tag{2}$$

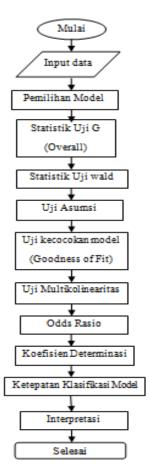
b. Uji Wald parsial digunakan untuk menguji parameter $\hat{\beta}_j$ secara parsial. Pengujian Kriteria Statistik, Statistik Wald mengikuti distribusi normal sehingga untuk memperoleh keputusan pengujian, dengan membandingkan nilai W dengan nilai $Z_{\alpha/2}$ (H0 ditolak jika

 $|W>Z_{\alpha/2}|_2$ atau $p-value<\alpha$. Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji *Wald* (Agresti 2007).

$$W = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \tag{3}$$

c. Uji kecocokan model (*Goodness of Fit*)digunakan untuk mengevaluasi cocok tidaknya model dengan data, nilai observasi yang diperoleh sama atau mendekati dengan yang diharapkan dalam model. Alat yang digunakan untuk menguji kecocokan dalam regresi logistik ordinal adalah uji *deviance*. Statistik *Deviance* dirumuskan sebagai

$$D = -2\sum_{i=1}^{n} \left\{ y_i \ln \left(\frac{n_1 \hat{n}_1}{y_i} \right) + (1 - y_1) \ln \left(\frac{n_1 - n_1 \hat{n}_1}{n_1 - y_i} \right) \right\}$$
(4)



Gambar 1. Tampilan Flowchart Tahapan Analisis Regresi Logistik Ordinal

d. Uji multikolinearitas dapat dilakukan dengan menghitung nilai VIFatau Variance Inflation Factor. Nilai VIF ini mengukur seberapa besar ragam dari dugaan koefisien regresi akan meningkat apabila antara peubah danpenjelas terdapat masalah multikolinearitas.

- e. Koefisien Determinasi(*R*²) mengukur proporsi keragaman variable dependen yang mampu dijelaskan oleh variabel independen.
- f. *Odds* Rasio adalah rasio probabilitas sukses (π) terhadap probabilitas gagal (1π) .
- g. Tingkat ketepatan klasifikasi model untuk melihat seberapa tepat model yang di dapat, Jumlah observasi yang tepat pengklasifikasiannya dapat dilihat pada diagonal utama.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Tahapan Regresi Logistik Ordinal a. Uji G (Overall)

 H_0 : $\beta_i = 0$ i = 0,1,2,...,9 (Model tidak signifikan/model tidak layak)

 H_1 : $\beta_i \neq 0$ i = 0,1,2,...,9 (Minimal ada satu β_i yang tidak sama/model layak)

Tabel 2. Statistik Uji G

G	Df	P-Value	
86.593	29	0.000	

Dari Tabel 2, Karena nilai $G(86,593) > X_{(0.05,29)}^2(42,555)$ atau $P-value(0,000) < \alpha(0,05)$ artinya tolak H_0 . Dengan tingkat kepercayaan 95% data yang ada tolak H_0 yang berarti model layak atau signifikan; Artinya terdapat pengaruh dari variabel independen terhadap variabel dependen.

 Uji wald (Parsial). Hasil uji wald dapat dilihat pada Tabel 3

Tabel 3. Hasil Output Uji Wald Parsial

Variabel Independen	В	Wald	Sig	Keputusan	Kesimpulan
Konstanta 1	4.839	24.549	.000	H0 di tolak	Signifikan
Konstanta 2	5.408	30.512	.000	H0 di tolak	Signifikan
X_1	.014	5.443	.020	H0 di tolak	Signifikan
$X_{2(1)}$.712	9.220	.002	H0 di tolak	Signifikan
$X_{2(2)}$	0a			Gagal tolak H0	Tidak signifikan
$X_{3(1)}$	1.021	.639	.424	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
$X_{3(2)}$.558	5.342	.021	H0 di tolak	Signifikan
$X_{3(3)}$	0^a			Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₄₍₁₎	-7.446	57.043	.000	H0 di tolak	Signifikan
X ₄₍₂₎	.702	1.023	.312	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₄₍₃₎	.018	.001	.978	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
$X_{4(4)}$.183	.079	.779	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
$X_{4(5)}$	025	.002	.969	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
$X_{4(6)}$	0 ^a			Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₅₍₁₎	.50	.287	.592	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₅₍₂₎	.556	.455	.500	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₅₍₄₎	.594	.634	.426	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₅₍₅₎	0 ^a			Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₆₍₁₎	.716	1.087	.297	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₆₍₂₎	139	.079	.779	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₆₍₃₎	.580	5.062	.024	H0 di tolak	Signifikan
X ₆₍₄₎	.904	8.101	.004	H0 di tolak	Signifikan
X ₆₍₅₎	.534	.865	.352	Gagal tolak H0	Tidak signifikan

X ₆₍₆₎	.012	.001	.978	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₆₍₇₎	0^a			Gagal tolak H0	Tidak signifikan
$X_{7(1)}$	-17.523	.160	.689	Gagal tolak H0	Tidak signifikan
$X_{7(2)}$	-10.408	271.964	.000	H0 di tolak	Signifikan
X ₇₍₃₎	-9.535	1.234.128	.000	H0 di tolak	Signifikan
$X_{7(4)}$	-9.049	716.365	.000	H0 di tolak	Signifikan
$X_{7(5)}$	-8.782			H0 di tolak	Signifikan
X ₇₍₆₎	0^{a}			Gagal tolak H0	Tidak signifikan
X ₈₍₁₎	9.848	56.572	.000	H0 di tolak	Signifikan
X ₈₍₂₎	10.105	425.391	.000	H0 di tolak	Signifikan
X ₈₍₃₎	9.872	899.863	.000	H0 di tolak	Signifikan
X ₈₍₄₎	10.533	749.705	.000	H0 di tolak	Signifikan
$X_{8(5)}$	10.564			H0 di tolak	Signifikan
X ₈₍₆₎	O ^a			Gagal tolak H0	Tidak Signifikan

Berdasarkan output Uji Parsial (Uji Wald) pada Tabel 3, yang sudah berstatus signifikan memiliki arti bahwa variabel merupakan faktorfaktor yang berpengaruh terhadap tingkat keparahan korban kecelakan lalu lintas di Sleman tahun 2016. Berikut merupakan hasil dari fungsi logit yang ada pada model:

Logit 1=4,839 + $0.014X_1$ + $0.712X_{2(1)}$ + $0.558X_{3(2)}$ - $7.446X_{4(1)}$ + $0.580X_{6(3)}$ + $0.904X_{6(4)}$ + $16.799X_{4(4)}$ + $10.408X_{7(2)}$ - $9.535_{7(3)}$ - $9.049X_{7(4)}$ - $8.782X_{7(5)}$ + $9.848X_{8(1)}$ + $10.105X_{8(2)}$ + $9.872X_{8(3)}$ + $10.533X_{8(4)}$ + $10.564X_{8(5)}$

Logit 2= $5,408 + 0.014X_1 + 0,712X_{2(1)} + 0,558X_{3(2)} - 7,446X_{4(1)} + 0,580X_{6(3)} + 0,904X_{6(4)} + 16,799X_{4(4)} + 10,408X_{7(2)} - 9,535_{7(3)} - 9,049X_{7(4))} - 8,782X_{7(5)} + 9,848X_{8(1)} + 10,105X_{8(2)} + 9,872X_{8(3)} + 10,533X_{8(4)} + 10,564X_{8(5)}$

Peluang dari Luka Ringan (π_1):

$$P(y = 1) = P(y \le 1) = \frac{\exp(\text{Logit } 1)}{1 + \exp(\text{logit } 1)}$$

Peluang dari Luka Berat (π_2) :

$$P(y = 2) = P(y \le 2) - P(y = 1)$$

$$= \frac{\exp (\text{Logit 2})}{1 + \exp (\text{logit 2})} - \frac{\exp (\text{Logit 1})}{1 + \exp (\text{logit 1})}$$

Peluang dari Meninggal Dunia (π_3):

$$P(y = 3) = 1 - P(y \le 2) = 1 - \frac{\exp(\text{Logit } 2)}{1 + \exp(\text{logit } 2)}$$

 Uji kecocokan model (Goodness of Fit) dapat dilihat pada Tabel 4.

Tabel 4. Uji Goodness of Fit

Deviance	Df	P-Value
1104.478	2753	1.000

Dengan nilai $P-value~(1,000)<\alpha(0,05)$ artinya gagal tolak H_0 . Dengan tingkat kepercayaan 95% data yang ada tolak H_0 yang berarti model fit dengan data.

d. Uji Multikolinearitas, Tabel 5 merupakan *output* nilai *tolerance* dan *VIF*.

Tabel 5. *Uji Multikolinearitas*

Model	Tolerance	VIF
Usia	0.892	1.121
Jenis kelamin	0.920	1.087
Peran Korban	0.590	1.696
Jenis kecelakaan	0.972	1.029
Pendidikan	0.937	1.067
Profesi	0.865	1.156
Kendaraan Lawan	0.995	1.005
Kendaraan Korban	0.597	1.674

Keputusan akan tolak H_o ketika nilai tolerance < 0,1 dan VIF > 10; Artinya tidak terjadi multikolinearitas ketika tolerance > 0,1 dan VIF < 10. Berdasarkan Tabel 5, dengan tingkat kepercayaan 95% semua data yang ada gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada korelasi antar variabel independen atau tidak terjadi multikolineritas, maka asumsi terpenuhi.

e. Koefisien determinasi (R^2)

Berdasarkan nilai *Nagelkerke R Square* = 0,092 dapat dibaca sebagai 9,2% variabel independen dapat menjelaskan variabel dependen sementara sisanya 90,8% dipengaruhi faktor lain

yang tidak diketahui. Atau dapat diterjemahkan bahwa kemampuan model menjelaskan permasalahan sebenarnya 6,8% sedangkan sisanya dijelaskan oleh variabel lain yang di luar model.

f. Peluang tingkat keparahan dapat dilihat pada Tabel 6

Tabel 6. Output Peluang Tingkat Keparahan Korban Kecelakaan Lalu Lintas

Sam	Us	J.Kecelak	Peran	Prof	Kendaraan	Kendaraan	J	LR	LB	MD
pel	ia	aan	korban	esi	Lawan	Korban	K			
1	18	Depan-	Penumpa	Buru	Motor	Motor	L	0,998	0,000	0,000
		depan	ng	h				692	567	741
							P	0,997	0,001	0,001
								338	153	509
		Depan-	Pengend	Buru	Motor	Motor	L	0,997	0,000	0,001
		depan	ara	h				717	989	294
							P	0,999	0,000	0,000
								696	132	172
2	33	Depan-	Penumpa	Buru	Motor	Motor	L	0,998	0,000	0,000
		depan	ng	h				940	460	601
							P	0,997	0,000	0,001
								841	936	223
		Depan-	Pengend	Buru	Motor	Motor	L	0,998	0,000	0,001
		depan	ara	h				149	802	049
							P	0,999	0,000	0,000
								753	107	140
3	53	Depan-	Penumpa	Buru	Motor	Motor	L	0,999	0,000	0,000
		depan	ng	h				198	348	454
							P	0,998	0,000	0,000
								367	708	925
		Depan-	Pengend	Buru	Motor	Motor	L	0,998	0,000	0,000
		depan	ara	h				600	607	793
							P	0,999	0,000	0,000
								814	081	106

Peneliti ingin menjelaskan peluang yang didapat pada Tabel 6 dengan mengambil contoh sampel pada tabel tersebut diketahui bahwa semakin bertambah nya umur pada tingkat keparahan korban kecelakaan "Luka Ringan" mengalami peningkatan, sedangkan untuk tingkat keparahan korban kecelakaan "Luka Berat" dan "Meninggal Dunia" menurun peluangnya seiring bertambahnya usia.

- g. Berikut nilai odds rasio berdasarkan jenis luka dan kategori peran korban sebagai penumpang:
- a. Odds rasio luka ringan $\Psi_1 = e^{4,839+0,558} = 220,743$. Hal ini dapat diartikan bahwa peluang seorang korban mengalami luka ringan dimana korban berstatus penumpang 220,743 kali disbanding dengan korban pengendara atau pejalan kaki
- b. Odds rasio luka berat $\Psi_2=e^{5,408+0,558}=389,943$. Hal ini dapat diartikan bahwa peluang seorang korban mengalami luka berat dimana korban berstatus penumpang 389,943 kali dibanding

- dengan korban pengendara atau pejalan kaki
- c. Odds rasio meninggal dunia $\Psi_3 = e^{0.558} = 1,747$. Hal ini dapat diartikan bahwa peluang seorang korban meninggal dunia dimana korban berstatus penumpang 1,747 kali disbanding dengan korban pengendara atau pejalan kaki.
- h. Ketepatan Klasifikasi Model dapat dilihat pada Tabel 7.

Tabel 7. Output Ketepatan Klasifikasi Model

		Predic		
		ted		
Observed	LR	LB	MD	Percent
				Correct
LR	1543	0	1	99.9%
LB	64	1	0	1.5%
MD	97	0	4	4.0%
Overall	99.6%	0.1%	0.3%	90.5%
Percentage				

Korban kecelakaan lalu lintas di daerah Sleman Yogyakarta pada tahun 2016 untuk "Luka Ringan" dengan nilai *percent correct* sebesar 99,9% dan nilai *overall percentage* 99,6%, sedangkan untuk tingkat keparahan korban kecelakaan lalu lintas "Luka Berat" dengan nilai *percent correct* sebesar 1,5% dan nilai *overall percentage* 0,1%, untuk tingkat keparahan korban kecelakaan lalu lintas "Meninggal Dunia" dengan nilai *percent correct* sebesar 4,0% dan nilai *overall percentage* 0,3%. Dari keseluruhan model tepat menerangkan keparahan korban kecelakaan sebesar 90,5%.

SIMPULAN

Berdasarkan output Uji Parsial ($Uji \ Wald$) dapat dikatakan bahwa variabel independen mempunyai pengaruh secara pasial terhadap tingkat keparahan korban kecelakaan lalu lintas di Kabupaten Sleman Yogyakarta pada tahun 2016. Berikut ini merupakan variabel yang berpengaruh: yaitu "Usia", $X_{2(1)}$ yaitu Jenis kelamin "Laki-laki", $X_{3(2)}$ yaitu Peran korban "Penumpang/pembonceng", $X_{4(1)}$ yaitu Jenis kecelakaan "Laka tunggal", $X_{6(3)}$ yaitu Profesi "Buruh", $X_{6(4)}$ yaitu Profesi "IRT", $X_{7(2)}$ yaitu

Kendaraan lawan "Sepeda", $X_{7(3)}$ yaitu Kendaraan lawan "Motor", $X_{7(4)}$ yaitu Kendaraan lawan "Mobil roda 4", $X_{7(5)}$ yaitu Kendaraan lawan "Mobil roda > 4", $X_{8(1)}$ yaitu Kendaraan korban "Pejalan kaki", $X_{8(2)}$ yaitu Kendaraan korban "Sepeda", $X_{8(3)}$ yaitu Kendaraan korban "Motor", $X_{8(4)}$ yaitu Kendaraan korban "Mobil roda 4", $X_{8(5)}$ Kendaraan korban "Mobil roda > 4". Pada output ketepatan klasifikasi model (overall percentage) diketahui keseluruhan model tepat menerangkan keparahan korban kecelakaan sebesar 90,5%.

Peluang yang didapat pada Tabel 6 dengan mengambil contoh sampel pada tabel tersebut diketahui bahwa semakin bertambah nya umur pada tingkat keparahan korban kecelakaan "Luka Ringan" mengalami peningkatan, sedangkan untuk tingkat keparahan korban kecelakaan "Luka Berat" dan "Meninggal Dunia" menurun peluangnya seiring bertambahnya usia.

DAFTAR PUSTAKA

Agresti A. 2007. *An Introduction to Categorical Data Analysis*. 2nd ed. New Jersey: John Wileyand Sons.

Akbar MS, Mukarromah A & Paramita L. 2010. Klasifikasi Status Gizi Balita Dengan Bagging Regresi Logistik Ordinal (Studi Kasus Survey Kekurangan Energi Protein Kabupaten Nganjuk). *Media Statistika* 3(2): 103-116. [http://eprints.undip.ac.id/32839/]

Depkes RI, 2009. *Kategori Umur Menurut Departemen Kesehatan*. (http://www.depkes.go.id diunduh pada 10 Juni 2017. 20:30 WIB).

Imaslihkah S, Ratna M & Ratnasari V. 2013. Analisis Regresi Logistik Ordinal terhadap Faktor-faktor yang Mempengaruhi Predikat Kelulusan Mahasiswa S1 di ITS Surabaya. Jurnal Sains dan Seni POMITS 2(2): D177-D182.

Polisi Resort Sleman. 2017. *Data Kecelakaan Lalu Lintas* 2016. Yogyakarta.

Rafita Y, Safitri LI, Rahmatika A & Uar PM. 2013.
Penerapan Regresi Logistik Ordinal dalam
Melihat Pengaruh Lokasi terhadap Tingkat
Keparahan Korban Laka Lantas DIY. [tidak
diterbitkan]

[http://www.academia.edu/download/3256993 1/PENERAPAN_REGRESI_LOGISTIK_ORDINAL_D ALAM_MELIHAT_PENGARUH_LOKASI_TERHADA P_TINGKAT_KEPARAHAN_LAKA_LANTAS_DIY.pd f]

Raharjanti RP & Widiharih T. 2005. Model Logit Komulatif untuk Respon Ordinal. *Jurnal*

Z Z Y I Pratama, E Widodo / Jurnal MIPA 40 (2) (2017): 125-133

Matematika **8**(3):102-107. [http://eprints.undip.ac.id/2082/]

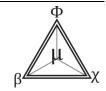
UU. RI. 2009. Lalu Lintas dan Angkutan Jalan. Undang-Undang Republik Indonesia Nomor 22 Tahun 2009. Pasal 1 ayat (24). (http://www.hukumonline.com)[diakses pada 10 Juni 2017. 20:05 WIB].

Wikipedia. 2017. *Jumlah Penduduk Daerah Istimewa Yogyakarta*. (https://www.wikipedia.org/) [dikses pada 10 Juni 2017. 20:45 WIB].

Jurnal MIPA 40 (2) (2017): 134-140



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Pemodelan Kemiskinan di Provinsi Bengkulu Menggunakan *Small Area Estimation* dengan Pendekatan Semiparametrik *Penalized Spline*

I Sriliana [⊠], E Sunandi, U Rafflesia

Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Bengkulu, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: Poverty, Semiparametric Penalized Spline, Small Area Estimation

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk memodelkan tingkat kemiskinan di Provinsi Bengkulu. Metode yang digunakan dalam penelitian ini adalah small area estimation (SAE) dengan pendekatan semiparametrik penalized spline (P-Spline). SAE merupakan metode statistika yang sering digunakan untuk mendapatkan suatu informasi yang akurat tentang kemiskinan. Ketika asumsi linieritas pada model dasar SAE tidak terpenuhi, maka dilakukan pendekatan nonparametrik sebagai alternatif pilihan. Salah satunya adalah pendekatan semiparametrik penalized spline. Metode SAE dengan pendekatan semiparametrik mempunyai model yang lebih fleksibel karena mengakomodasi hubungan antara respon dengan prediktor yang bersifat linier dan nonlinier. Pada penelitian ini, dilakukan pemodelan kemiskinan di Provinsi Bengkulu berdasarkan rata-rata pengeluaran per kapita melalui pendugaan parameter model SAE menggunakan semiparametrik P-Spline sehingga diperoleh suatu persamaan regresi efek campuran sebagai model kemiskinan. Berdasarkan hasil analisis diperoleh model kemiskinan di Provinsi Bengkulu yaitu model P-Spline linier dengan 1 knot. Model ini mempunyai nilai GCV sebesar 148928361265,95, nilai AIC sebesar 13883,46, dan BIC sebesar 13904,38.

Abstract

This study aims to model the level of poverty in Bengkulu Province. The method used in this research is small area estimation (SAE) with semiparametric penalized spline (P-Spline) approach. SAE is a statistical method that is often used to obtain an accurate information about poverty. When the linearity assumptions on the basic SAE model are not met, a nonparametric approach is used as an alternative choice. One is the semiparametric approach of the penalized spline. The SAE method with semiparametric approach has a more flexible model because it accommodates the relationship between response with linear and nonlinear predictors. In this study, poverty modeling in Bengkulu Province was based on average per capita expenditure through the estimation of SAE model parameters using semiparametric P-Spline to obtain a mixed effect regression equation as a model of poverty. Based on the analysis result obtained poverty model in Bengkulu Province is model of P-Spline linear with 1 knot. This model has a GCV value of 148928361265,95, AIC value of 13883.46, and BIC of 13904.38.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

☐ Alamat korespondensi: E-mail: idhiasriliana@unib.ac.id ISSN 0215-9945

PENDAHULUAN

Kemiskinan di Indonesia merupakan masalah sosial yang hingga sekarang belum bisa teratasi baik oleh pemerintah pusat maupun oleh pemerintah daerah. Pertumbuhan ekonomi yang terjadi di Indonesia tidak sejalan dengan pengurangan kemiskinan dan ketimpangan ekonomi. Berdasarkan data Badan Pusat Statistik (BPS) Maret 2017, jumlah penduduk miskin di Indonesia mengalami kenaikan 6.900 orang dari September 2016 ke Maret 2017. Salah satu provinsi di Indonesia yang mempunyai masalah kemiskinan kompleks dan perlu mendapat perhatian khusus dari pemerintah adalah Provinsi Bengkulu. Bengkulu merupakan provinsi di Indonesia dengan angka kemiskinan yang tinggi. Angka kemiskinan Provinsi Bengkulu hampir dua kali lipat angka kemiskinan nasional. Data Sosial Ekonomi BPS (Maret 2017) menunjukkan bahwa Bengkulu menduduki peringkat pertama provinsi termiskin di Sumatera dengan persentase penduduk miskin sebesar 16,45 %. Sedangkan di Indonesia, Bengkulu menempati urutan ke enam provinsi termiskin se-Indonesia. Jumlah penduduk miskin di Provinsi Bengkulu pada Maret 2017 mencapai 316.980 orang, berkurang sebesar 11.630 orang dibandingkan dengan penduduk miskin pada Maret 2016 yang sebesar 328.610 orang (17,23 %) (BPS 2017).

Secara umum kemiskinan didefinisikan kondisi dimana sebagai seseorang atau sekelompok orang tidak mampu memenuhi hakhak dasarnya untuk mempertahankan dan mengembangkan kehidupan yang bermartabat. masalah Kemiskinan merupakan multi dimensional, sehingga tidak mudah untuk mengukur kemiskinan dan perlu kesepakatan pendekatan pengukuran yang dipakai. Untuk mengukur kemiskinan, BPS menggunakan konsep kemampuan memenuhi kebutuhan dasar (basic needs approach). Dengan pendekatan kemiskinan dipandang sebagai ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan yang diukur dari sisi pengeluaran. Jadi penduduk miskin adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran per kapita perbulan dibawah garis kemiskinan (BPS 2012).

Metode yang bisa digunakan menduga ratarata pengeluaran per kapita sebagai indikator pengukuran kemiskinan adalah Small Area Estimation (SAE). SAE merupakan suatu metode statistika untuk menduga parameter pada suatu subpopulasi dimana jumlah contohnya berukuran kecil atau bahkan tidak ada. Teknik pendugaan ini memanfaatkan data dari domain besar untuk menduga parameter pada domain yang lebih kecil vang dapat berupa desa/kelurahan, kecamatan, kabupaten, kelompok suku, maupun kelompok umur. Metode SAE mempunyai konsep dalam pendugaan parameter secara tidak langsung di suatu area yang relatif kecil dalam percontohan survei (survey sampling) dimana pendugaan langsung tidak mampu memberikan ketelitian yang cukup bila ukuran sampel dalam small area berukuran kecil/sedikit, sehingga statistik yang dihasilkan akan memiliki variansi yang besar atau bahkan pendugaan tidak dapat dilakukan karena tidak terwakili dalam survei (Prasad & Rao 1990).

Pada umumnya, SAE menggunakan pemodelan parametik untuk menghubungkan statistik area kecil dengan variabel-variabel pendukungnya. Pendugaan parameter model dasar SAE umumnya menggunakan metode EBLUP (Empirical Best Linear Unbiased Prediction) yang membangun suatu model linier campuran. Pemodelan ini kurang fleksibel dalam menyesuaikan dengan pola data hasil survei yang mungkin saja tidak mirip sama sekali dengan distribusi formal yang ada. Sehingga pendekatan nonparametrik menjadi alternatif pilihaan, salah dengan menggunakan pendekatan satunya semiparametrik penalized spline mempunyai model yang lebih fleksibel karena keberadaan dua komponen dalam model yang mengakomodasi hubungan antara respon dengan prediktor yang bersifat linier, dan hubungan antar respon dengan prediktor yang bersifat nonliner.

Berbagai penelitian yang telah dilakukan menggunakan *small area estimation* dengan pendekatan nonparametrik antara lain: (Apriani 2017) menggunakan SAE dengan pendekatan Semiparametrik *Penalized Spline* untuk memodelkan pengeluaran per kapita di Kabupaten Sleman, Sriliana *et al.* (2016) melakukan pemetaan kemiskinan di Kabupaten Mukumuko menggunakan SAE dengan pendekatan regresi

Penalized Spline, (Baskara 2014) SAE dengan pendekatan P-spline untuk menduga pengeluaran per kapita di Kabupaten Sumenep, (Iriyanto & Darsyah 2014) SAE Kernel-Bootstrap untuk menduga tingkat kemiskinan di Indonesia, Salvati et al. (2008) menggunakan model nonparametrik based direct estimator, dan Opsomer et al. (2008) Pengembangan SAE dengan pendekatan penalized spline regression.

Pada penelitian ini, dilakukan analisis SAE dengan pendekatan semiparametrik *P-spline*. Pendugaan parameter model dengan menggunakan pendekatan *P-spline* ini kemudian digunakan untuk memodelkan pengeluaran per kapita level desa di Provinsi Bengkulu berdasarkan beberapa variabel indikator kemiskinan. Evaluasi hasil pendugaan dilakukan dengan melihat nilai GCV pada model.

METODE

Small Area Estimation

Small Area Estimation (SAE) merupakan suatu teknik statistika untuk menduga parameter-parameter subpopulasi yang ukuran sampelnya kecil atau bahkan area yang tidak tersampling. Dalam SAE terdapat dua jenis model dasar yang digunakan, yaitu model berbasis area dan model berbasis unit (Rao 2003). Pada model SAE berbasis area, data pendukung yang tersedia hanya sampai level area. Model level area menghubungkan penduga langsung area kecil dengan data pendukung dari domain lain untuk setiap area.

Parameter area kecil yang ingin diamati adalah θ_i . Model linier yang menjelaskan hubungan tersebut adalah :

$$\theta_i = x_i^T \beta + z_i v_i \tag{1}$$

dengan $\beta = \left(\beta_l, \dots, \beta_p\right)^T$ adalah koefisien regresi perukuran $p \times l$, z_i = konstanta positif yang diketahui, v_i = pengaruh acak area kecil, diasumsikan $v_i \sim iid \ N(0, \sigma^2)$ dimana $i=1,2,\dots,m$ dan x_i^T adalah data pendukung area ke-i.

Dalam membuat kesimpulan tentang populasi diasumsikan bahwa nilai estimasi langsung $\hat{\theta}_i$ diketahui maka dapat dinyatakan sebagai berikut :

$$\hat{\theta}_i = \theta_i + e_i \tag{2}$$

di mana e_i adalah sampling error, diasumsikan $e_i \sim iid \ N(0, \psi_i)$ dan i = 1, 2, ..., m.

Model SAE untuk level area terdiri dari dua tingkat komponen model yaitu komponen model estimasi tidak langsung sesuai dengan persamaan (1) dan komponen model estimasi langsung sesuai persamaan (2). Model pada persamaan (1) dan (2) jika digabungkan membentuk persamaan sebagai berikut:

$$\hat{\theta}_i = x_i^T \beta + z_i v_i + e_i$$
di mana $i = 1, 2, ..., m$. (3)

Penalized Spline Regression

Regresi *Penalized Spline* atau *P-spline* adalah suatu metode *smoothing* yang sangat menarik karena mempunyai sifat sederhana (Eubank 1988). Diberikan model:

$$y_i = m(x_i) + \varepsilon_i \tag{4}$$

di mana ε_i adalah peubah acak yang saling bebas dengan rataan npl dan varian σ_{ε}^2 , Fungsi $m(x_i)$ adalah fungsi yang tidak diketahui dan diasumsikan dapat didekati dengan P-spline:

$$m(x_i) = \beta_0 + \beta_1 x + ... + \beta_p x^p + \sum_{i=1}^K \gamma_i (x_i - k_j)_+^p$$
 (5)

di mana p adalah derajat spline (fixed), $(x_i - k_j)_+ = maks\{0, (x_i - k_j)\}, k_j, j = 1, ..., K$,

adalah himpunan titik knot. $\boldsymbol{\beta} = \left(\beta_0, \dots, \beta_p\right)^T$ merupakan vektor koefisien parametrik dari parameter yang tidak diketahui,

 $\gamma = (\gamma_1, ..., \gamma_k)^T$ adalah vektor koefisien *spline*.

Misal diberikan $X = \begin{bmatrix} 1 \ x_i \ \dots \ x_i^p \end{bmatrix}_{1 \le i \le n}$

$$Z = [(x_i - k_1) ... (x_i - k_K)_+^p]_{1 \le i \le n}$$
,

dengan

$$(x_i - k_j)_+^p = \begin{cases} (x_i - k_j)_+^p \text{ untuk } x_i \ge k_j \\ 0 \text{ untuk } x_i < k_j \end{cases}$$

sehingga model pada persamaan (4) dapat ditulis dalam bentuk:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x + \dots + \beta_p x^p + \sum_{j=1}^K \gamma_j (x_j - k_j)_+^p + e_i$$
 (6)

Atau dapat ditulis dalam bentuk:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{e} \text{ di mana } Y = (y_1 \dots y_n)^T$$
 (7)

Persamaan (6) disebut sebagai model regresi *spline smoothing*. Fungsi spline pada model menunjukkan bahwa *spline* merupakan model polinomial terputus, tapi masih bersifat kontinu pada knot-knotnya (Eubank 1988). Salah satu metode pemilihan titik knot optimal adalah dengan menggunakan *Generalized Cross Validation* (GCV). Definisi GCV dapat ditulis sebagai berikut:

$$GCV(\mathbf{K}) = \frac{MSE(\mathbf{K})}{\left[n^{-1}trace(1-A(\mathbf{K}))\right]^{2}}$$
(8)

di mana $MSE(\mathbf{K}) = n^{-1}\mathbf{Y}^T \big(\mathbf{I} - A(\mathbf{K})\big)^T (\mathbf{I} - A(\mathbf{K}))\mathbf{Y},$ $K = \big(K_1, K_2, ..., K_N\big)$ adalah titik knot dan matriks $A(\mathbf{K})$ diperoleh dari persamaan $\hat{\mathbf{Y}} = A\big(\mathbf{K}\big)\mathbf{Y}.$

Small Area Estimation Model using Semiparametric Penalized Spline

Pada model small area estimation dengan pendekatan semiparametrik *P-spline*, model penalized spline merupakan pengaruh acak yang dapat dikombinasikan dengan model SAE berbasis area untuk mendapatkan estimasi area kecil secara semiparametrik berdasarkan model linier campuran. Berdasarkan persamaan (3) dan persamaan (7), model semiparametrik Fay-Herriot dapat ditulis sebagai berikut:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \mathbf{X} \\ \mathbf{X}_1 \end{bmatrix} [\boldsymbol{\alpha} \quad \boldsymbol{\beta}] + \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{D}\mathbf{u} + \boldsymbol{e} \quad (9)$$

Menurut Giusti *et al.* (2012), jika terdapat peubah lain yang perlu disertakan dalam model, maka peubah tersebut ditambahkan ke dalam **X** sebagai matriks pengaruh tetap.

Misalkan terdapat T area kecil, $U_1, U_2, ..., U_T$ adalah parameter yang akan diestimasi. Definisikan $d_{it} = I_{\{i \in U_T\}}$ dan untuk setiap pengamatan $\mathbf{d}_i = (d_{i1}, d_{i2}, ..., d_{iT})$,

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} y_1, y_2, ..., y_n \end{pmatrix}^T,$$

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & L & x_1^p \\ \mathbf{M} & \mathbf{M} & \mathbf{O} & \mathbf{M} \\ 1 & x_n & L & x_n^p \end{bmatrix},$$

$$Z = \begin{bmatrix} (x_1 - k_1)_+^p & L & (x_1 - k_K)_+^p \\ \mathbf{M} & \mathbf{O} & \mathbf{M} \\ (x_n - k_1)_+^p & L & (x_n - k_K)_+^p \end{bmatrix},$$

di mana

$$(x_i - k_j)_+^p = \begin{cases} (x_i - k_j)_+^p \text{ untuk } x_i \ge k_j \\ 0 \text{ untuk } x_i < k_j \end{cases}$$

Opsomer *et al.* (2008) menggunakan *P-spline* untuk mengestimasi area kecil dengan menambahkan pengaruh acak area kecil pada persamaan (7), sehingga diperoleh:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{D}\mathbf{u} + e \tag{10}$$

di mana fungsi semiparametrik $\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma}$ adalah fungsi *spline* yang memuat komponen linier dan nonlinier, $\mathbf{D}\mathbf{u}$ adalah pengaruh acak area kecil, $\mathbf{D} = \left(d_1,...,d_n\right)^T$ adalah matriks covarian, dan \mathbf{u} adalah vektor pengaruh area kecil, setiap komponen acak diasumsikan independen satu sama lain, dan

$$\gamma = (0, \Sigma_{\gamma}), \Sigma_{\gamma} = \sigma_{\gamma}^{2} I_{K}
\gamma = (0, \Sigma_{u}), \Sigma_{u} = \sigma_{u}^{2} I_{T}
\gamma = (0, \Sigma_{\varepsilon}), \Sigma_{\varepsilon} = \sigma_{\varepsilon}^{2} I_{n}$$

Jika komponen ragam diketahui, pendugaan pengaruh tetap β dapat dilakukan dengan metode Maximum Likelihood Estimation (MLE) dengan menganggap γ dan u sebagai pengaruh acak. Persamaan (10) dapat ditulis sebagai (Baskara 2014):

$$Y = Xβ + ε* di mana ε* = Zγ + Du + e$$
 (11)

Penduga parameter β dapat diperoleh dengan memaksimumkan *fungsi likelihoodnya* sehingga diperoleh:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}^{\mathrm{T}} \mathbf{V}^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^{\mathrm{T}} \mathbf{V}^{-1} \mathbf{Y} \tag{12}$$

di mana $\mathbf{V} = \mathbf{Z} \sum_{\gamma} \mathbf{Z}^{T} + \mathbf{D} \sum_{\mathbf{u}} \mathbf{D}^{T} + \sum_{\mathbf{e}}$ adalah matriks varian kovarian dari \mathbf{Y} .

Penduga terbaik untuk variabel prediktor γ dan u diperoleh dengan meminimumkan MSE dari γ dan u. Sehingga diperoleh prediktor linier tak bias terbaik (BLUP) untuk γ dan u sebagai berikut:

$$\hat{\gamma} = \sum_{\gamma} \mathbf{Z}^T \mathbf{V}^{-1} \left(\mathbf{Y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}} \right)$$
 (13)

$$\hat{u} = \sum_{u} \mathbf{Z}^{T} \mathbf{V}^{-1} \left(\mathbf{Y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}} \right)$$
 (14)

Untuk area kecil U_T yang diberikan, maka akan dilakukan pendugaan terhadap:

$$\overline{y}_{t} = \overline{x}_{t}\beta + \overline{z}_{t}\gamma + u_{t} \tag{15}$$

di mana \bar{x}_t adalah nilai rata-rata dari x_i , \bar{z}_t adalah basis fungsi spline, dan u_t adalah pengaruh acak area kecil dengan $u_t = \mathbf{d_t u} = \mathbf{e_t u}$, dan $\mathbf{e_t}$ adalah vektor dengan nilai 1 saat ke-t, dan bernilai 0 untuk t lainnya. Sehingga penduga untuk \bar{y}_t yaitu:

$$\hat{\mathbf{y}}_{t} = \overline{\mathbf{x}}_{t} \hat{\boldsymbol{\beta}} + \overline{\mathbf{z}}_{t} \hat{\boldsymbol{\gamma}} + \mathbf{e}_{t} \hat{\boldsymbol{u}}_{t}$$
 (16)

yang merupakan kombinasi linier penduga GLS pada (10) dan BLUP pada (11) dan (12), sehingga \bar{y}_t merupakan BLUP untuk \bar{y}_t .

Penduga BLUP tergantung pada komponen ragam yang biasanya tidak diketahui. Pendugaan komponen ragam menggunakan MLE akan menghasilkan penduga bias, sehingga pendugaan dilakukan dengan menggunakan REML (Restricted Maksimum Likelihood) yang didasarkan pada residual yang dihitung setelah β dihitung. Untuk mengestimasi komponen ragam dengan REML dapat digunakan beberapa metode, yaitu metode Newton Rhapson dan algoritma EM (expectation and maximization).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistika Provinsi Bengkulu (Data Susenas dan Podes 2014). Objek penelitian adalah desa yang menjadi sampel pada Susenas 2014 di Provinsi Bengkulu.

Berdasarkan survei SUSENAS 2014, terdapat 502 desa di 113 kecamatan yang menjadi sampel dalam pendugaan rata-rata pengeluaran perkapita level desa di Provinsi Bengkulu. Adapun variabel yang digunakan dalam penelitian meliputi: rata-rata pengeluaran perkapita sebagai variabel respon, sedangkan variabel prediktor: Jumlah Keluarga Tanpa Listrik (X₁), Jumlah Sarana Pendidikan (X₂), Jumlah Sarana Kesehatan (X3), Jumlah Penerima Jamkesmas (X₄), dan Jumlah SKTM (X₅). Penelitian dimulai dengan melakukan eksplorasi data untuk memperoleh gambaran secara umum faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan di Provinsi Bengkulu. Selanjutnya dilakukan analisis data yaitu pembentukan model kemiskinan menggunakan SAE dengan pendekatan semiparametrik P-spline. Model dibangun berdasarkan data sampel hingga diperoleh suatu persamaan model regresi linier efek campuran sebagai model SAE.

Berdasarkan survei SUSENAS 2014, terdapat 502 desa di 113 kecamatan yang menjadi sampel dalam pendugaan rata-rata pengeluaran per kapita level desa di Provinsi Bengkulu. Dari sebanyak 502 sampel terdapat 15 data sampel yang tidak valid, sehingga pada penelitian ini dilakukan pendugaan area kecil untuk 487 desa dengan menggunakan pendekatan regresi *penalized spline*. Eksplorasi data pengeluaran per kapita pada level desa di Provinsi Bengkulu dapat dilihat pada Tabel 1.

Tabel 1. Rata-rata Pengeluaran Per kapita di Provinsi Bengkulu Tahun 2014

Statistik	Pengeluaran Per kapita (Rp)	
Rata-rata	773041,14	
Kuartil ke-1	536709,08	
Kuartil ke-3	902426,89	
Minimum	3115622,06	
Maksimum	248376,69	

Tabel 1 menunjukkan nilai rataan dari ratarata pengeluaran per kapita di Provinsi Bengkulu tahun 2014 sebesar Rp. 773.041,14. Sekitar 75% desa sampel yang ada di Provinsi Bengkulu memiliki rata-rata pengeluaran per kapita sebesar Rp 902.426,06 dan 25% sebesar Rp 536.709,08. Rata-rata pengeluaran per kapita terbesar berada di Kelurahan Kebun Dahri Kecamatan Ratu Samban Kota Bengkulu sebesar Rp. 3.115.622,06 dan terendah berasal dari Desa

Sekunyit Kecamatan Kaur Selatan Kabupaten Kaur sebesar Rp 248.376,69.

Berdasarkan hasil eksplorasi pola hubungan antara variabel respon dengan variabel prediktor, terdapat lima variabel prediktor yang digunakan dalam pembentukan model dimana empat variabel prediktor (X₁, X₂, X₃, dan X₄) diasumsikan bersifat linier dan satu variabel prediktor yaitu Jumlah SKTM (X₅) bersifat non linier. Sehingga pada penelitian ini dilakukan pembentukan model SAE dengan pendekatan semiparametrik P-spline. Pembentukan model SAE dengan pendekatan semiparametrik P-spline dilakukan melalui dua dengan menggunakan Generalized Additive Model, yaitu mencari nilai parametrik untuk $f(x_1, x_2, x_3, x_4)$ dan nilai nonparametrik Pspline untuk $f(x_2)$. Proses pembentukan model pada tahapan pertama untuk mencari nilai parametrik dengan menggunakan Generalized Additive Model dapat menghasilkan model berikut:

$$\mathbf{Y} = -93479,34 - 309,89\mathbf{X}_1 - 14697,81\mathbf{X}_2$$
$$+45049,73\mathbf{X}_3 - 46,89\mathbf{X}_4 + f(x_5) + u \tag{17}$$

Selanjutnya dilakukan tahapan kedua yaitu pencarian nilai nonparametrik dengan model SAE pembentukan menggunakan pendekatan P-spline, proses ini dilakukan dengan memodelkan nilai residual pada model parametrik dengan variabel prediktor yang tidak linier (X2). Berdasarkan hasil analisis data menggunakan program R diperoleh nilai GCV minimum untuk ketiga model P-spline, vaitu P-spline linier, kuadratik, dan kubik adalah GCV dengan satu titik knot. Tabel 1 menyajikan nilai GCV untuk model Pspline linier, kuadratik, dan kubik dengan satu titik knot. Berdasarkan Tabel 2 dapat dilihat bahwa GCV optimum diperoleh dari model P-spline linier dengan satu titik knot. Sehingga dapat disimpulkan bahwa model SAE dengan pendekatan semiparametrik P-spline yang digunakan untuk memodelkan kemiskinan berdasarkan rata-rata pengeluaran perkapita pada desa sampel di Provinsi Bengkulu diperoleh dari model P-spline linier dengan satu titik knot.

Tabel 2. Nilai GCV Values untuk Model *P-spline* Linier, Kuadratik, dan Kubik

Iumlah	Nilai GCV				
Titik Knot	P- spline	P-spline	P-spline		
	Linier	Kuadratik	Kubik		
1	14892836	14954630	Singular		
1	1265,95*	1175,71			
2	15079346	15143110	Singular		
2	4357,71	5071,33			
2	15153244	15269231	Singular		
3	4408,51	5419,77			
4	15242622	15436424	Singular		
4	1524,96	4917,04			
r	15373464	15513524	15734737		
5	5823,07	5424,28	5809,58		

Setelah diketahui lokasi titik knot dan model *P-spline* dengan GCV Optimum, langkah selanjutnya adalah mengestimasi pengaruh tetap dan pengaruh acaknya. Estimasi pengaruh tetap β dengan memaksimumkan fungsi likelihood atau log *likelihood*nya, dan mencari $\hat{\gamma}$ dan \hat{u} yang merupakan EBLUP (Empirical Best Linear Unbiased Predictors) dari γ dan u sebagai pengaruh acak. Nilai penduga β untuk model *P-spline* terbaik (Spline linier dengan satu knot) dapat dilihat pada Tabel 3.

Tabel 3. Penduga Pengaruh Tetap

Parameter	Penduga
β_0	-93479,34
$oldsymbol{eta}_1$	-309,89
$oldsymbol{eta}_2$	-14697,81
$oldsymbol{eta}_3$	45049,73
$oldsymbol{eta}_4$	-46,89
eta_5	45,25

sehingga diperoleh model penduga sebagai berikut:

$$Y = -93479,34 - 309,89X_1 - 14697,81X_2$$
$$+45049,73X_3 - 46,89X_4 + 45,25X_5$$
$$+\gamma_1(X_5 - 756,19)_+^1 + u$$
(18)

Dengan γ_i dan u adalah faktor pengaruh acak dengan nilai penduga $\hat{\gamma}_i$ bergantung pada titik knot

dan \hat{u} bergantung pada masing-masing area. Model pada persamaan (18) merupakan model semiparametrik *P-spline* linier dengan satu titik knot yaitu pada titik 756,19 dan mempunyai nilai penalty atau parameter penghalus (λ) sebesar 288504,70.

Model pada persamaan (18) menunjukkan bahwa terdapat perbedaan hasil untuk setiap desa, kemudian lokasi titik knot dengan nilai 756.19 yang artinya jika nilai $x_i \leq 756,19$ dan variabel prediktor lainnya diasumsikan bernilai konstan, maka setiap kenaikan satu satuan akan berpengaruh sebesar $(42,25\mathbf{X}_5+\gamma_1)$ satuan terhadap variabel respon (Y).

SIMPULAN

Berdasarkan hasil penelitian yang telah dilakukan, dapat disimpulkan bahwa *small area estimation* dengan pendekatan regresi *penalized spline* dapat digunakan untuk memodelkan kemiskinan pada level desa di Provinsi Bengkulu. Hasil analisis data menunjukkan model semiparametrik *P-splines* terbaik untuk pendugaan area kecil adalah model *P-spline* linier dengan 1 knot. Model ini mempunyai nilai GCV sebesar 148928361265,95.

DAFTAR PUSTAKA

- Apriani F. 2017. Pemodelan Pengeluaran Per Kapita Menggunakan Small Area Estimation dengan Pendekatan Semiparametrik Penalized Spline. (Thesis). Institut Teknologi Sepuluh Nopember. Surabaya.
 - [http://repository.its.ac.id/3155/1/1315201026 -Master_Theses.pdf]
- Badan Pusat Statistika (BPS) Provinsi Bengkulu. 2017.

 Berita Resmi Statistik -Tingkat Kemiskinan di
 Provinsi Bengkulu Maret 2017. No. 42/07/17/XI,
 17 Juli 2017.
- Badan Pusat Statistika (BPS). 2012. *Data Strategis BPS*. Katalog BPS 1103003: No. 03220.1202. ISSN, 2087-2011.
- Baskara ZW. 2014. Pendugaan Area Kecil Menggunakan Pendekatan Penalized Spline. (Thesis). Institut Teknologi Sepuluh Nopember. Surabaya. [http://digilib.its.ac.id/ITS-paper-13121140006367/34319]
- Iriyanto S & Darsyah MY. 2014. Analysis of Poverty in Indonesia with Small Area Estimation: case in

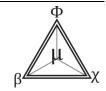
- Demak District. South East Asia Journal of Contemporary Business, Economics and Law 5(3): 18–23. [http://seajbel.com/previousissues/december-2014/vol-5-issue-3-june-2014-economic/]
- Eubank RL. 1998. *Spline Smoothing and Nonparametric Regression*. New York: Marcel Decker.
- Giusti C, Marchetti S, Pratesi M & Salvati N. 2012.

 Semiparametric Fay-Herriot Model using
 Penalized Spline. JOURNAL OF THE INDIAN
 SOCIETY OF AGRICULTURAL STATISTICS (JISAS)
 66(1): 1-14. [www.isas.org.in/jisas]
- Opsomer DJ, Claeskens G, Ranalli MG, Kauermann G & Breidt FJ. 2008. Non-Parametric Small Area Estimation using Penalized Spline Regression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* (Statistical Methodology) **70**(1): 265–286. DOI: 10.1111/j.1467-9868.2007.00635.x
- Prasad NGN & Rao JNK. 1990. The Estimation of The Mean Squared Error of The Small Area Estimators. *Journal of American Statistical Association* **85**(409): 163-171. DOI: 10.1080/01621459.1990.10475320
- Rao JNK. 2003. Small Area Estimation. London: Wiley.
- Salvati N, Chandra H, Ranalli MG & Chambers R. 2008. Small Area Estimation Using a Nonparametric Model Based Direct Estimator. Wollongong NSW: Centre for Statistical & Survey Methodology, University of Wollongong.
- Sriliana I, Agustina D & Sunandi E. 2016. Pemetaan Kemiskinan di Kabupaten Mukomuko Menggunakan Small Area Estimation dengan Pendekatan Regresi Penalized Spline. *Jurnal Matematika Integratif* 12(2): 125-133. DOI:10.24198/jmi.v12.n2.11929.125-133

Jurnal MIPA 40 (2) (2017): 141-146



Jurnal MIPA



http://journal.unnes.ac.id/nju/index.php/JM

Estimasi Distribusi Mixing dalam Model Mixture Poisson

N Dwidayati [⊠]

Jurusan Matematika, FMIPA, Universitas Negeri Semarang, Indonesia

Info Artikel

Sejarah Artikel: Diterima 11 Juli 2017 Disetujui 23 September 2017 Dipublikasikan 1 Oktober 2017

Keywords: mixing distribution. Poisson mixture model, Laplace inversion, IMSE, convergence

Abstrak

Model *mixture* telah dikenalkan sejak tahun 1986 (Farewell, 1986) dengan menganalisis penderita kanker payudara. Model ini diaplikasikan dalam ruang kerja yang berbeda sesuai dengan fleksibilitas pandangan kompleksnya situasi, walaupun generalisasi teori belum sepenuhnya dikembangkan. Studi klinik yang dilakukan difokuskan pada estimasi proporsi pasien yang sembuh dan distribusi *failure time* pasien yang tidak sembuh. Pada penelitian ini dikonstruksi estimator konsisten dari distribusi *mixing* dalam model *mixture* Poisson melalui inversi Laplace, baik untuk data tak tersensor maunpun tersensor. Berdasar estimasi tersebut ditentukan IMSE dan laju kekonvergenan yang berkorespondensi dengan inverse estimator.

Abstract

The mixture model has been introduced since 1986 (Farewell, 1986) by analyzing breast cancer patients. This model was applied in different workspaces according to the flexibility of the complex view of the situation, although the generalization of the theory has not been fully developed. Clinical studies undertaken focused on estimating the proportion of patients who recovered and the distribution of patient failure times that did not heal. In this research constructed a consistent estimator of the mixing distribution in the Poisson mixture model through Laplace inversion, both for uncensored and uncensored data. Based on these estimates, the IMSE and the convergence rate correspond to the inverse estimator.

© 2017 Universitas Negeri Semarang

Alamat korespondensi: ISSN

E-mail: nurkaromah.mat@mail.unnes.ac.id

PENDAHULUAN

Sejarah mengenai problem estimasi distribusi *mixing* dalam model *mixture* cukup panjang. Tercatat Robbins tahun 1956 (Klaassen and Mnatsakanov, 2003) yang pertama menggagas problematika tersebut. Gagasannya dimulai dengan mengkonstruksi barisan variabel random independen X_1, X_2, \ldots yang dibangkitkan dari barisan densitas $f(., \lambda_1), f(., \lambda_1), \ldots$

Misalkan parameter tak diketahui, tak terobservasi, $\lambda_1,\lambda_2,...$ i.i.d (independent and identically distributed) dengan distribusi G tak diketahui, maka $X_1,X_2,...$ juga i.i.d dan densitas marginal p(.) dari X_i adalah mixture dari f(.,.) atas G(.). Dengan kata lain

$$p(x) = f(x | G) = \int f(x, \lambda) dG(\lambda)$$

Distribusi G disebut distribusi *mixing*. Jadi dipunyai observasi yang tidak lengkap, dimana $\lambda_1,\lambda_2,\ldots$ tidak terobservasi dan akan diestimasi distribusi *mixing* yang tidak diketahui, hanya diberikan observasi $X_1,X_2,\ldots X_1,X_2,\ldots$ dari f(.|G).

Ada beberapa tipe pendekatan yang telah dikenalkan untuk mengestimasi distribusi mixing . Pada metode nonparametrik dapat dilihat pada (1) Leonard (1970), dan Meeden (1993) melalui studi estimator tipe Bayes, (2) Simar (1976), Laird (1978), Redner (1981), Jewel (1982), dan Pfanzagl (1988)memperkenalkan MLE (Maximum Likelihood Estimator) untuk model mixture, (3) Lindsay (1989) yang mengkonstruksi estimator konsisten untuk G melalui estimasi dengan metode momen, serta (4) Loh & Zhang (1996) dan Fan memperkenalkan tipe kernel (1991)estimator berdasar transformasi Fourier. Masalah penelitian difokuskan pada rekonstruksi estimator konsisten dari distribusi mixing dalam model mixture Poisson melalui inversi Laplace.

METODE

Penelitian ini didesain dengan menggunakan pendekatan deduktif-analitis. Hasil penelitian pakar yang disajikan dalam jurnal internasional bereputasi, *proceeding* seminar, maupun *text book* dikaji secara analitik. Demikian pula dengan berbagai bahan yang dapat diakses dari internet maupun korespondensi secara langsung. Fokus kajian pada definisi, asumsi dan teorema-teorema yang telah ada.

Estimator konsisten direkonstruksi dari distribusi *mixing* dalam model *mixture* Poisson melalui inversi Laplace, baik untuk data tak tersensor maunpun tersensor. Berdasar estimasi tersebut ditentukan IMSE dan laju kekonvergenan yang berkorespondensi dengan inverse estimator.

HASIL DAN PEMBAHASAN

1. Konstruksi Transformasi Invers

Persamaan Fredholm : KG = p dengan:

$$(KG)(x) = \int_{0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!} dG(\lambda). \ x = 0,1,...$$
...(1)

menyatakan distribusi *mixture* Poisson. Akan dikonstruksi estimator dari distribusi *mixing G* yang tak diketahui berdasar inversi Laplace (Feller, 1971) yang dapat ditulis sebagai:

$$K_{\alpha}^{-1}p)(z) = \sum_{k \le \alpha z} \frac{\alpha^{k}}{k!} \sum_{j=k}^{\infty} (-\alpha)^{j-k} \frac{1}{(j-k)!} (Qp)(j)$$
...(2)

Transformasi O diberikan oleh:

$$(Qp)(j) = \sum_{x=j}^{\infty} x^{j} p(x); \ j = 0,1,2,...$$

dengan: $x^{(j)} = x!/(x-j)!$

Lemma 1

Untuk lpha menuju K_{lpha}^{-1} dari (2) menyatakan inversi K dari (1),

$$K_{\alpha}^{-1}KG \xrightarrow{w} G$$
 untuk

 $\alpha \to \infty$

Bukti:

Berdasar Fubini:

$$(QKG)(j) = \int_{0}^{\infty} \lambda^{j} dG(\lambda)$$

Berdasar ketaksamaan Chebyshev untuk variabel random Poisson diperoleh:

$$\left| \sum_{k \le \alpha z} e^{-\alpha \lambda} \frac{(\alpha \lambda)^k}{k!} - I_{|\lambda \le z|} \right| \le \left(\frac{\lambda}{\alpha (z - \lambda)^2} \right) \wedge I$$

Akibatnya pada sebarang titik kontinu z dari fungsi distribusi G dipunyai:

$$\left(K_{\alpha}^{-1}KG\right)(z) = \int_{0}^{\infty} \sum_{k \le \alpha z} \frac{(\alpha \lambda)^{k}}{k!} \sum_{j=k}^{\infty} (-\alpha \lambda)^{j-k} \frac{1}{(j-k)!} d\hat{G}(\lambda)^{j}$$
 juga dapat dinyatakan sebagai berikut.

$$= \int_{0}^{\infty} \sum_{k \le \alpha} e^{-\alpha \lambda} \frac{(\alpha \lambda)^k}{k!} dG(\lambda) \to G(z)$$

untuk $\alpha \to \infty$ (terbukti)

Transformasi K_{α}^{-1} mungkin juga bisa ditulis sebagai berikut.

$$K_{\alpha}^{-1}p)(z) = \sum_{k \le \alpha z} \frac{\alpha^{k}}{k!} \sum_{x=k}^{\infty} (1-\alpha)^{x-k} \frac{x!}{(x-k)!} p(x)$$
...(4)

Estimasi distribusi *mixture* KG = p dari observasi dan aplikasi (4) serta lemma 1 akan diperoleh estimator konsisten dari distribusi mixture G. Hal ini diverifikasi untuk kasus variabel random tak tersensor i.i.d serta di bawah penyensoran random akan diuraikan di bawah ini.

Estimasi Distribusi Mixing Dalam Model Mixture Poisson dengan Data Tak-tersensor

 $X, X_1, X_2, ..., X_n$ Misalkan

variabel random i.id dengan distribusi (1) maka:

$$p(x) = P(X = x) = \int_{0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!} dG(\lambda) = (KG)(x),$$
...(5)

Penggantian distribusi p(x) = P(X = x) dalam (4) dengan versi empirik yang berkorespondensi

$$\hat{p}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_{|X_i = x|}$$

dan ambil $\alpha = \alpha_n$ bergantung pada n, maka diperoleh estimator dari G sebagai berikut.

$$\hat{G}_n(z) = \sum_{k \le \alpha z} \frac{\alpha_n^k}{k!} \sum_{x=k}^{\infty} (1 - \alpha_n)^{x-k} \frac{x!}{(x-k)!} \hat{p}_n(x), \ z \ge 0$$
...(6)

serupa dengan lemma 1 yang akan konsisten jika dipilih α_n yang cenderung infinit. Estimator

$$\hat{G}_n(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n B_n(z, X_i) \text{ dengan}$$

$$B_n(z,x) = \sum_{k=0}^{\lfloor \alpha_n z \rfloor \wedge x} {x \choose k} \alpha_n^k (1 - \alpha_n)^{x-k} \qquad \dots (7)$$

Dalam hal ini [y] menyatakan bagian integer dari y.

Akan ditentukan IMSE (Integrated Mean Square Error)

$$\int_{0}^{\infty} E(\hat{G}_{n}(z) - G(z))^{2} dG(z)$$

$$E(\hat{G}_n(z) - G(z))^2 = \text{var } \hat{G}_n(z) + [E\hat{G}_n(z) - G(z)]^2$$
...(8)

dan var
$$\hat{G}_n(z) = \frac{1}{n} \operatorname{var} B_n(z, X)$$

Pilih variabel random Λ dengan fungsi distribusi G, dalam hal ini distribusi bersyarat dari Λ adalah Poisson (Λ), sehingga:

$$P(X = x \mid \Lambda = \lambda) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!}, x = 0,1,...$$

Momen kedua bersyarat dapat diestimasi sebagai berikut.

Sebagai berikut.
$$p(x) = P(X = x) = \int_{0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!} dG(\lambda) = (KG)(x), \quad x = 0,1,...$$

$$E(B_{n}^{2}(z, X) \mid \Lambda = \lambda) \leq \sum_{x=0}^{\infty} \left(\sum_{k=0}^{x} \binom{x}{k} \alpha_{n}^{k} \mid I - \alpha_{n} \mid^{x-k}\right)^{2} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!}$$
Penggantian distribusi marginal

$$= \sum_{x=0}^{\infty} \left(\alpha_n + |I - \alpha_n|\right)^{2x} e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} = \exp\left(\left\{\left(\alpha_n + |I - \alpha_n|\right)^2 - I\right\}\lambda\right)$$
...(10)

Karena $\alpha_n \ge 1$ untuk n besar dipunyai:

 $\operatorname{var} B_n(z, X) \le \int_{-\infty}^{\infty} \exp(4\alpha_n(\alpha_n - 1)\lambda) dG(\lambda)$

Selanjutnya dipunyai

$$E(B_n(z,X) \mid \Lambda = \lambda) \leq \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\lceil \alpha_n z \rceil \wedge x} \binom{x}{k} \alpha_n^k (1 - \alpha_n)^{x-k} e^{\hat{G}_{n}} \frac{\mathbf{\hat{A}}^{\text{tremenuhi}}}{x!}$$

$$= \sum_{k=0}^{\lfloor \alpha_n z \rfloor} e^{-\lambda} \frac{\left(\alpha_n \lambda\right)^k}{k!} \sum_{x=k}^{\infty} \frac{1}{\left(x-k\right)!} ((1-\alpha_n)\lambda)^{x-k}$$
...(12)
$$= \sum_{k=0}^{\lfloor \alpha_n z \rfloor} e^{-\lambda} \frac{\left(\alpha_n \lambda\right)^k}{k!} = P\left(U\alpha_{n\lambda} \le \alpha_n z\right)$$

dengan U_n berdistribusi Poisson (μ).

Akibatnya, bias dari \hat{G}_n sama dengan:

$$\begin{split} E[\hat{G}_n(z) - G(z)] &= \int\limits_0^\infty (P[U_{\alpha_n\lambda} \leq \alpha_n z] - I_{|\lambda \leq z|}) \, dG(\lambda) \end{split}$$
 ...(13)

Lemma 2

 U_n berdistribusi Poisson (μ) dengan $\mu > 0$, maka dipunyai

$$|P(U_{\mu} \le y) - I_{|\mu \le y|}| \le \exp(y - \mu + y \ln \frac{\mu}{y}), y \ge 0$$
...(14)

Lemma 3

Fungsi $\lambda \to \Psi_z(\lambda) = z - \lambda + z \ln(\lambda/z)$ strictly concave pada $(0,\infty)$ dengan maksimum sama dengan 0 tercapai pada $\lambda = z$

Proposisi

Ambil \hat{G}_n seperti pada (6) dengan $\alpha_n \ge 1$ maka:

$$E(\hat{G}_n(z) - G(z))^2 \le \int_0^\infty \left(\frac{1}{n} \exp(4\alpha_n(\alpha_n - 1)\lambda + \exp(4\alpha_n(\alpha_n - 1)\lambda)\right) dz$$
...(15)

Berlaku untuk

$$\Psi_z(\lambda) = z - \lambda + z \ln(\lambda/z), \ \lambda, z > 0$$

Teorema 1

Jika $P_G(\Lambda \leq D) = 1$ dan G mempunyai densitas g yang terbatas dengan C, maka IMSE dari

$$e^{\hat{G}_{n}}\frac{\hat{R}^{n}}{x!}$$

$$\int_{0}^{\infty} E(\hat{G}_{n}(z) - G(z))^{2} dG(z) \le 4C\sqrt{D} (\ln n)^{-1/2} (1 + o(1))$$

memenuhi

$$S\alpha_n^2 D = 2 \ln n + \ln(8C^2 D) - \ln \ln(8C^2 Dn^2)$$

....(17)

Estimasi Distribusi Mixing Pada Model Mixture Poisson Di Bawah Penyensoran Random

 $X, X_1, X_2, ..., X_n$ Misalkan variabel random i.id dengan distribusi

$$p(x) = P(X = x)$$

sebagaimana pada (1) dan $Y, Y_1, Y_2, ... Y_n$ variabel random i.i.d dengan distribusi seperti suatu fungsi distribusi H. Diasumsikan bahwa X independen dan satu observasi $Z_i = \min\{X_i, Y_i\}$ dan $\Delta_i = I_{|x_i \le y_i|}$. diestimasi fungsi distribusi *mixing* tak diketahui *G* dalam model penyensoran random.

Untuk kasus pertama, diambil fungsi distribusi penyensoran *H* yang diketahui.

$$p_1(x0 = P(Z_i = x, \Delta_i = 1) = P(X_i = x, X_i \le Y_i)$$

$$=P(X_i=x)(1-H(x-))=p(x)(1-H(x-)),\ x=0,1,...$$
(18)
$$E(\hat{G}_n(z)-G(z))^2 \leq \int\limits_0^\infty \left(\frac{1}{n}\exp(4\alpha_n(\alpha_n-1)\lambda+\exp(2\alpha_n\Psi_z(\hat{\mathcal{D}}_{ig})d\hat{G}_{ig}))\right) d\hat{G}_{ig}(\hat{G}_{ig}) d\hat{G}_{ig}(\hat{G}_{ig})$$
 observasi $Z_i \, \mathrm{dan} \, \Delta_i \, \mathrm{untuk}$ (15) mengestimasi $p(x) \, \mathrm{dengan} \, \mathrm{ekspresi} \, \mathrm{empirik}$ sebagai berikut.

$$\hat{p}_n(x) = \frac{\hat{p}_{1n}(x)}{1 - H(x - 1)}$$
 dengan

$$\hat{p}_{1n}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I_{|Z_i = x, \Delta_i = 1|}$$
...(19)

Selanjutnya akan dikonstruksi estimator dari fungsi distribusi mixing G yang tak diketahui dengan transformasi invers dari (4) dengan \hat{p}_n , diperoleh:

Teorema 2 Jika terdapat konstanta finit C dan Dsehingga distribusi mixing G mempunyai densitas

kasus tak tersensor.

yang terbatas pada C dan termuat dalam [0,D] dan distribusi penyensoran H memenuhi asumsi di atas maka IMSE dari \hat{G}_n adalah order $(\log n)^{-1/2}$

(20) dan (21) pada laju yang sama seperti dalam

$$\hat{G}_{n}(z) = \sum_{k \leq \alpha z} \frac{\alpha_{n}^{k}}{k!} \sum_{x=k}^{\infty} (1 - \alpha_{n})^{x-k} \frac{x!}{(x-k)!} \hat{p}_{n}(x), \ z \geq 0 \int_{0}^{\infty} E(\hat{G}_{n}(z) - G(z))^{2} dG(z) \leq 4C\sqrt{\beta D} \left(\log n\right)^{-1/2} (1 + o(1))^{2} dG(z)$$
...(23)

Untuk $n \to \infty$ jika dipilih α_n akan $=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{\Delta_{i}}{1-H(Z_{i}-)}\sum_{k\leq\alpha_{z}}\frac{\alpha_{n}^{k}}{k!}\sum_{x=k}^{\infty}(1-\alpha_{n})^{x-k}\frac{x!}{(x-k)!}I_{|Z_{i}=x|}$ memenuhi $S\alpha_n^2\beta D = 2\log n + \log(8\beta C^2 D) - \log\log(8\beta C^2 Dn^2)$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{\Delta_{i}}{1 - H(Z_{i} -)} \sum_{k=0}^{|\alpha_{n}z| \wedge Z_{i}} {Z_{i} \choose k} \alpha_{n}^{k} (1 - \alpha_{n})^{Z_{i} - k}$$
...(20)

Jadi diperoleh estimator dalam bentuk:

$$\hat{G}_{n}(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{\Delta_{i}}{1 - H(Z_{i} -)} B_{n}(z, Z_{i})$$
...(21)

dengan $B_n(z,x)$ sebagaimana didefinisikan pada (7).

Jika variabel random penyensoran Y_i mempunyai dukungan terbatas, maka untuk $\alpha_n z$ esumator direduksi ke: $\hat{G}_n(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\Delta_i}{1 - H(Z_i -)}, \quad \text{dimana} \quad \text{berdasar}$ hukum bilan

hukum bilangan besar akan konvergen ke 1.

Diasumsikan bahwa terdapat konstanta finit $\beta > 1$ dengan

$$P[Y > x] = 1 - H(x - 1) \ge \beta^{-x}, x > 0$$
...(22)

Berdasar argumen yang sama dalam teorema 1 dapat diperoleh konsistensi \hat{G}_n dari

Selanjutnya akan dikonstruksi untuk kasus dengan fungsi distribusi H. Dari (19) p(.)dapat diestimasi dengan:

$$\hat{p}_n(x) = \frac{\hat{p}_{1n}(x)}{S_n(x-)}$$
...(24)

dimana S_n estimator Kaplan_Meier dari fungsi survival S(x) = 1 - H(X)

Didefinisikan:

$$\hat{S}_{n}(x) = \begin{cases} 1 & ,0 \le x \le Z_{(1)} \\ \mathbf{X} \left(\frac{n-i}{n-i+1}\right)^{i-\Lambda_{i}}, & Z_{(k-1)} < x \le Z_{(k)}, k = 2, ..., n \\ 0 & , Z_{(n)} < x \end{cases}$$

Dalam hal ini $Z_{(i)}$ dan Λ_i menyatakan Z_i terurut yang berkorespondensi dengan Λ_i .

Berdasar (25) dengan menggunakan formula transformasi invers diperoleh estimator G

$$\hat{G}_n(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\Delta_i}{S_n(Z_i -)} B_n(z, Z_i)$$
...(26)

Perhatikan bahwa penyebut pada (26) mungkin bernilai nol maka perlu ditambahkan konstanta positip (sebagai kesepakatan) \mathcal{E}_n sehingga diperoleh:

$$\hat{G}_n(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\Delta_i}{S_n(Z_i -) + \varepsilon_n} B_n(z, Z_i)$$
...(27)

Teorema 3

Jika asumsi pada teorema 2 di atas dipenuhi dan diasumsikan bahwa $E_n Y$ finit serta terdapat konstanta positip finit γ maka

$$\lim_{t\to\infty}\inf e^{\gamma t}\big(1-G(t))>1\big)$$

$$\alpha_n = \sqrt{\frac{4\log\log n - 5\log\log\log n}{8\beta^3 D}}, \ \mathcal{E}_n = \frac{\log\log n}{\log n}, \ \lim_{n \to \infty} \frac{805-811}{\log n}, \ \lim_{n \to \infty} \frac{805-811}{\log n}$$
Bayes-Stein Estimation. Ann.Inst.Statist. Math

maka IMSE dari \hat{G}_n dari (27) memenuhi:

$$\lim \sup_{n \to \infty} \sqrt{\log \log n} \int_{0}^{\infty} E(\hat{G}_{n}(z) - G(z))^{2} dG(z) < \infty$$

SIMPULAN

Berdasar uraian di atas maka telah dapat dikonstruksi estimator konsisten dari distribusi mixing dalam model mixture Poisson melalui inversi Laplace, baik untuk data tak tersensor maunpun tersensor. Berdasar estimasi tersebut ditentukan telah ditentukan IMSE dan laju kekonvergenan yang berkorespondensi dengan inverse estimator.

DAFTAR PUSTAKA

- Fan, J. 1991. On The Optimal Rates of Convergence for Nonparametric Deconvolution Problems. Ann.Statist 19: 1257-1272
- Farewell, V.T. 1986. Mixture models in survival analysis. Are they worth the risk? The Canadian Journal of Statistics 14: 257-262.
- Feller, W. 1971. An Introduction to Probability Theory and Its Applications. Vol. II. New York: Wilev
- Jewel, NP. 1982. Mixtures of Exponential Distribution. Ann Statist. 10:479-484
- Klaassen, C.A.J & Mnatsakanov, R.M. 2003. Estimating the Structural Distribution Function of Cell Probabilities. Austrian I. Statist 32: 85-98
- Laird, NM. 1978. Nonparametric Maximum Likelihood Estimation of a Mixing Distribution. J.A.S.A. 73: 805-811
- Bayes-Stein Estimation. Ann.Inst.Statist. Math Part A.36: 11-21
- Lindsay, BG. 1989. Moment Matrics: Applications in Mixture. Ann. Statist 17: 722-740
- Loh, WL & Zhang, CH. 1996. Global Properties of Kernel Estimators for Mixing Densities in Discrete Exponential Family Models. Statis. Sinica. 6: 561-578
- Meeden, G. 1993. Noninformative Nonparametric Bayesian Estimation on Quantiles. Statistics & Probability Letters 16: 103-109
- Pfanzagl, J. 1988. Consistency of Maximum Likelihood Certain Nonparametric Families, Particular: Mixture. I. Stat. Plan. Inf. 19: 137-158
- Redner, R. 1981. Not on the Consistency of the Maximum Likelihood Estimate for Non Identifiable Distribution. Ann. Stat. 9: 225-228
- Simar, L. 1976. Maximum Likelihood Estimation of a Compound Poisson Process. Ann. Statist 4: 1200-1209

PEDOMAN PENULISAN NASKAH

Artikel merupakan hasil penelitian atau kajian konseptual dalam bidang matematika, fisika, kimia atau biologi. Artikel dapat ditulis dalam Bahasa Indonesia atau Bahasa Inggris. Penulisan artikel menggunakan pengolah kata Microsoft Word, dengan huruf Arial ukuran 11, spasi 1,5, jarak 2 cm dari semua sisi, rumus dan persamaan ditulis dengan Microsoft Equation, jumlah halaman 14–18, ukuran kertas A4, dalam satu kolom. Artikel diserahkan ke staf redaksi dalam bentuk *print out* sebanyak dua eksemplar disertai *softcopy* (format doc) atau dikirim melalui e-mail.

Sistematika Penulisan Artikel

Judul

Judul artikel dalam Bahasa Indonesia atau Bahasa Inggris (sesuai bahasa naskah), bersifat informatif, terdiri atas 5–15 kata. Judul memuat variabel-variabel yang diteliti dan menggambarkan isi naskah. Di bawah judul ditulis nama penulis (tanpa gelar), dilengkapi dengan nama dan alamat institusi disertai e-mail dan alamat surat.

Abstrak dan kata kunci

Abstrak ditulis secara ringkas dan padat, 1 paragraf, memuat masalah dan/atau tujuan penelitian, prosedur, hasil dan simpulan penelitian. Ditulis dalam bahasa Indonesia dan bahasa Inggris, terdiri dari 170-200 kata. Kata kunci memuat kata-kata pokok, terdiri dari 3-5 kata dipisahkan oleh koma, diurutkan sesuai abjad.

Pendahuluan

Bagian pendahuluan dipaparkan secara terintegrasi dalam bentuk paragraf-paragraf sebanyak 15-20% dari panjang artikel, memuat latar belakang atau rasional penelitian, landasan teori atau kajian pustaka, rumusan masalah dan tujuan penelitian.

Metode Penelitian (Kajian konseptual menyesuaikan)

Bagian metode ditulis sebanyak 10–30% dari panjang artikel, berisi rancangan penelitian, teknik pengumpulan data dan sumber data, serta cara analisis data.

Hasil dan Pembahasan (Kajian konseptual menyesuaikan)

Hasil dan pembahasan dipaparkan sebanyak 50-75% dari panjang artikel. Hasil merupakan bagian utama artikel ilmiah yang berisi hasil analisis data dan hasil pengujian hipotesis. Untuk memperjelas hasil secara verbal data dapat disajikan dalam bentuk tabel atau gambar (grafik dikategorikan sebagai gambar). Judul tabel diletakkan bagian atas, terdiri dari tiga garis horizontal, tanpa garis vertikal. Judul gambar ditulis di bagian bawah.

Pembahasan merupakan bagian terpenting dari keseluruhan isi artikel ilmiah, memuat jawaban masalah penelitian, penafsiraan temuan-temuan, pengintegrasian temuan dari penelitian ke dalam kumpulan pengetahuan yang telah ada, penyusunan teori baru atau pemodifikasian teori yang sudah ada.

Penutup

Penutup berisi simpulan dan (jika ada) saran. Simpulan memuat jawaban atas pertanyaan penelitian. Saran-saran mengacu pada hasil dan pembahasan (tidak harus ada). Ditulis dalam bentuk paragraf tanpa penomoran.

Daftar Pustaka

Daftar Pustaka dituliskan secara lengkap, sesuai dengan rujukan dalam uraian naskah, dan disusun berdasarkan urutan alfabet. Sumber rujukan minimal 80% berupa pustaka terbitan 10

tahun terakhir. Rujukan minimal 50% berupa artikel-artikel penelitian dalam jurnal atau laporan penelitian. Penulisan daftar pustaka adalah sebagai berikut.

Contoh:

Buku

Morshed MM & Haseeb ASMA. 2009. *Physical and Chemical Characteristics of Commercially Available Brake Shoe Lining Materials: A Comparative Study*. Dhaka: Materials and Metallurgical Department. Bangladesh University of Engineering and Technology

Ariyanto S, Sujoko AR & Mardiati M. 1998. Prosedur Penelitian Pendidikan. Jakarta: Rinneka Karya.

Artikel dalam jurnal ilmiah

Lee MS, Chang PC, Shien JH, Cheng MC & Shieh HK. 2001. Identification and subtyping of avian influenza viruses by reverse Transcription-PCR. *J Virol Methods* 97: 13-27

Wherry EJ & Ahmed R. 2004. Memory CD8 T Cell differentiation during viral infection. *J Virol* 78: 5535-5545

Buku terjemahan

Ary D, Jacobs LC & Razavieh A. 1976. *Pengantar Penelitian Pendidikan*. Diterjemahkan oleh Furchan A. 1982. Surabaya: Usaha Nasional.

Skripsi, Tesis, Disertasi, Laporan Penelitian

Kuntoro T. 2006. *Pengembangan Kurikulum Pelatihan Magang di STM Nasional Semarang: Suatu Studi Berdasarkan Dunia Usaha.* Tesis. PPS Unnes. Semarang

Makalah seminar

Siddiqui. 2004. *Cardiac Rehabilitation*. South Asia 4th Asian Pasific Congress of Cardiology. Singapore. 14-17 January

Makalah dalam prosiding

Siregar M & Sambas EN. 1999. Floristic Composition of Peat Swamp Forest in Mensemat-Sambas, West Kalimantan. Proceeding of the International Symposium on Tropical Peatlands. Bogor: 153-164

Tata cara penulisan rujukan dalam naskah:

- di permukaan virion (Harris *et al.* 2006).
- Penelitian Susanti *et al.* (2008) menunjukkan bahwa....
- menstimulasi sel TH2 (Tan & Vanitha 2004).
- ikatan virus pada reseptor (Harvey et al. 2004; Gambaryan et al. 2006)

Artikel yang tidak dimuat, tidak akan dikembalikan kecuali atas permintaan penulis. Artikel dikirim ke

Staf Redaksi Jurnal MIPA

Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Semarang

Kampus Sekaran, Gunungpati, Semarang, 50229

Telp: 62248508112 Fax: 62248508005

E-mail: mipa.jurnal@gmail.com

FORMULIR BERLANGGANAN				
JURNAL MIPA				
Mohon dicatat sebagai pelanggan Jurnal MIPA				
Nama	:			
Alamat	:			
No. Telp	:			
Email	:			
Berlangganan mulai Volume Nomor TahunSelama Tahun				elamaTahun
Harga Langganan			Harga per eksemplar Rp. 50.00	
□1 Tahun = Rp. 100.000,- □ 2 Tahun			n = Rp. 200.000,	+ ongkos kirim Jawa (Rp. 10.000,-) Luar Jawa (Rp. 15.000,-)
Biaya berlangganan saya kirim				
melalui rekening				
Bank Mandiri				
No. Rek.: 136-00-1015061-0				
a/n Stephani Diah Pamelasari (()

☆

FORMULIR BERLANGGANAN				
JURNAL MIPA				
Mohon dicatat sebagai pelanggan Jurnal MIPA				
Nama	:			
Alamat	:			
_				
No. Telp	:			
Email	:			
Berlangganan mulai Volume Nomor TahunSelama Tahun				
Harga Langganan Harga per eksemplar Rp. 50.00			Harga per eksemplar Rp. 50.000,-	
□1 Tahun = Rp. 100.000,- □ 2 Tahun = Rp. 200.000,- + ongkos kirim Jawa (Rp. 10.000,-) Luar Jawa (Rp. 15.000,-)				+ ongkos kirîm Jawa (Rp. 10.000,-) Luar Jawa (Rp. 15.000,-)
Biaya berlangganan saya kirim		,		
melalui r	eke	ening		
Bank Mandiri				
No. Rek.:	13	6-00-1015061-0		
a/n Stephani Diah Pamelasari		()	