

## PREDIKSI TINGKAT GANGGUAN GEOMAGNET LOKAL $D(t)$ MENGUNAKAN PENDEKATAN STATISTIK

<sup>1</sup>Habirun

<sup>1</sup>Peneliti Pusat Sains Antariksa-LAPAN

e-mail : [e\\_habirun@yahoo.com](mailto:e_habirun@yahoo.com)

**Abstrak.** *Prediksi tingkat gangguan geomagnet lokal  $D(t)$  menggunakan pendekatan statistik bias. Model prediksi ini dibangun dari sebuah model fenomenologis interaksi angin surya- magnetosfer. Dengan model ini memungkinkan pengukuran parameter relatif dari geoeffectiveness fisik yang berbeda, mengungkapkan ketergantungan empiris, akurasi memprediksi aktivitas geomagnetik hingga 3 jam kedepan, dan memperkirakan aktivitas geomagnetik hingga 9 jam kedepan. Untuk perkiraan 1-jam diperoleh koefisien korelasi  $LC = 0,987$  dan efisiensi prediksi  $PE = 0,975$ . Demikian pula untuk perkiraan 3-jam dengan memiliki  $LC = 0,899$ . Sedangkan perkiraan untuk 9-jam juga memiliki  $LC = 0,820$  dan  $PE = 0,711$ .*

**Kata kunci :** cuaca antariksa, interaksi angin surya – magnetosfer, badai magnetik

### 1. Pendahuluan

Prediksi cuaca antariksa merupakan salah satu dari kegiatan penelitian tentang kondisi dan proses yang berlangsung dalam ruang angkasa saat ini. Kegiatan seperti itu perlu dipahami dengan baik karena digunakan sebagai landasan analisis (Marubashi, 1989). Operasi cuaca antariksa adalah suatu kondisi dan proses yang berlangsung dalam ruang yang memiliki potensi mempengaruhi lingkungan dekat bumi. Termasuk proses perubahan medan magnet cuaca antariksa antarplanet, coronal mass ejections (CME) dari matahari dan gangguan dalam medan magnet bumi. Salah satu dampak cuaca antariksa adalah kerusakan satelit dan gangguan jaringan listrik di bumi. Kegiatan prediksi cuaca antariksa dibagi menjadi dua katagori besar; prediksi cuaca antariksa dalam ruang, dan prediksi cuaca antariksa manifestasi di bumi. Katagori pertama ini sebagian besar penting untuk perencanaan misi luar angkasa, memperkirakan dan menghindari kegagalan wahana yang dibawa pesawat ruang angkasa dan menjamin keamanan astronot sehubungan dengan bahaya radiasi. Katagori kedua terfokus pada pengaruh cuaca antariksa pada gangguan geomagnet operasi jaringan listrik dan komunikasi radio. Salah satu fenomena cuaca antariksa yang menyebabkan gangguan geomagnet adalah badai magnet. Untuk menyetakan intensitas badai magnet digunakan indeks Dst. Oleh karena itu, indeks Dst banyak digunakan untuk prediksi badai geomagnet diantaranya Burton (1975) dan Pallochia (2006). Namun, indeks Kp juga digunakan untuk prediksi cuaca antariksa di sejumlah makalah (Zhou, 1998); Rangarajan (1999) dan Wing, (2005).

Prediksi cuaca antariksa adalah kegiatan yang menantang dan tidak bisa dinggap sepele (Temerin et al., 2003) sehingga setiap penulis menggunakan pendekatan yang berbeda. Kugblenu *et al.*, (1999), Watanabe *et al.*, (2002), Pallochia *et al.*, (2006), Wing (2003) menawarkan prediksi dengan jaringan saraf tiruan; Balikhin *et al.*, (2001),

Horrisonn & Drezet., (2001), Zhou & Wei., (1998) adaptif filter; Wei et al., (2004), Rangarajan & Barreto., (1999), Oh & Yi., (2004), Johnson & Winr, Report (2004) metode statistik terapan; Buton et al., (1975), Valdivia et al., (1996), (O'Brien & McPherron 2000), (O'Brien & McPherron 2000), (Temerin, Li, 2002, 2006), (Ballatore & Gonzalez, 2003), Cid et al., (2005), Siscore et al., (2005) menggunakan model empiris; dan Dryer et al., (1984) dengan Reader (2001) mengembangkan simulasi MHD global.

Pendekatan jaringan saraf tiruan menyediakan prediksi jangka pendek sampai 4 jam kedepan (Wing et al., 2005) dan sangat kesulitan yang signifikan. Penyaringan (*filtering*) adaptif lebih bagus dengan menyediakan prediksi hingga 8 jam (Horrison dan Drezet 2001). Namun di dalam makalah yang menggabungkan *filtering adaptif*, volume dataset yang digunakan biasanya tidak lebih dari 6 bulan data (4380 titik). Matahari tidak cukup lama menggambarkan variasi aktivitas geomagnetik yang disebabkan oleh siklus matahari sekitar 11 tahun. Metode statistik memberikan hasil yang menarik, tetapi jarang digunakan untuk prediksi, dan jauh lebih sering untuk mengembangkan dan membatasi model empiris Johnson J. R., and S. Wing(2004). Model empiris adalah yang paling sering digunakan, namun hanya memberikan prediksi 1 jam kedepan.

Dalam makalah ini akan dilakukan prediksi tingkat gangguan dengan menggunakan pendekatan statistik dan empiris mengadopsi metode prediksi yang dikembangkan Parnowski (2008). Untuk prediksi tingkat gangguan geomagnet D(t) lokal 1 jam kedepan karena resolusi temporal dataset adalah 1 jam. Hasil itu kemudian dibandingkan dengan hasil prediksi Parnowski (2008) menggunakan data Dst. Sehubungan hasil prediksi Dst memberikan akurasi cukup tinggi karena berdasarkan efek dari angin surya merambat ke bumi sama dengan waktu 1-jam.

## 2. Data Dan Alur Perhitungan

### 2.1. Data

Data yang digunakan untuk membangun model prediksi adalah data medan geomagnet dari stasiun pengamat geomagnet Biak tahun 2003 dan 2004 dan kemudian dibandingkan data Dst. Tingkat gangguan geomagnet Biak diturunkan dari variasi harian komponen H rata-rata jam setelah dieliminasi dampak periodik gangguan regular dari variasi harian. Sedangkan data global yang digunakan angin surya dari Geomagnetism (*Kyoto World Data Centere for Geomagnetism, <http://swdcdb.kugi.kyoto-u.ac.jp/>*).

### 2.2. Rutin Perhitungan

Sebelum dibahas rutin perhitungan, terlebih dahulu diuraikan perolehan data pengamatan variasi harian komponen H dan tingkat gangguan geomagnet lokal D(t). Uraian data pengamatan yang dipengaruhi berbagai aktivitas gangguan secara matematis dirumuskan pada bagian 2.2.1.

#### 2.2.1. Rumusan Data Pengamatan dan Tingkat Gangguan D(t)

Data pengamatan dipengaruhi berbagai aktivitas gangguan yang berperiodik dan temporal. Data pengamatan itu dijabarkan secara matematis dengan komponen H(t) waktu ke-t Mcpherron (2005) adalah:

$$H(t) = H_0(t) + Sq(t) + D(t) \quad \text{..... (1)}$$

$H_0(t)$  adalah medan magnet utama,  $Sq(t)$  adalah pola hari tenang dan  $D(t)$  adalah tingkat gangguan lokal variasi harian komponen  $H(t)$ . Variasi harian komponen  $H(t)$  diruraikan

$$\Delta H(t) = H(t) - H_0(t) = Sq(t) + D(t) \quad \text{..... (2)}$$

tingkat gangguan ditentukan oleh

$$\Delta H(t) - Sq(T,H) = D(t) \quad \text{..... (3)}$$

Model pola harian tenang  $Sq(T,M)$  waktu  $T$  dan Bulan  $M$  menggunakan Harmonik ganda Mcpherron (2005) dirumuskan sebagai;

$$Sq(T, M) = \sum_{m=1}^6 \sum_{n=1}^6 A_{m,n} \cos(mT + \alpha_m) \cos(nM + \beta_n) \quad \text{..... (4)}$$

dengan sudut fasa  $\alpha$  dan  $\beta$  ke- $m$  dan  $n$  yang dikaitkan terhadap periode variasi harian 24, 12 dan 6 jam.

### 2.2.2. Model Analisis

Sesuai ketergantungan  $Dst$  terhadap aktivitas matahari terkait dengan perubahan arus cincin timur barat di daerah ekuator, yang mana  $D(t)$  lokal regional Indonesia adalah bagian dari kondisi itu. Oleh karena itu untuk mencari parameter geoeftif yang terkandung dalam  $D(t)$  dilakukan dalam regresi dari

$$D(t)[j] = \sum_i C_i x_i[j] \quad \text{..... (5)}$$

dengan  $j$  adalah langkah saat ini,  $C_i$  adalah koefisien regresi, dan  $x_i$  adalah regresi, merupakan kuantitas fungsi kombinasi input. Dan  $x_i$  adalah jumlah data yang diukur sebelum prediksi dibuat. Nilai-nilai  $C_i$  ditentukan menggunakan metode kuadrat terkecil dengan bobot statistik yang sama dari semua titik, dan signifikansi statistik regressor-regressor digunakan test Fesher (1954, 1964). Notasi  $x_i(j)$  tidak berarti bahwa nilai  $x_i$  diambil pada saat  $j$ , itu hanya menunjukkan bahwa nilai-nilai  $x_i$  tergantung pada  $j$ , meskipun tidak secara eksplisit.

Regressor-regressor dari model regresi persamaan (2-5) yang dipilih menggunakan interaksi angin surya-magnetosfer yang diketahui dengan bantuan fungsi-fungsi korelasi, kemudian beberapa regressor dipilih dengan coba-coba (*trial and error*). Jumlah regressor awal yang diambil sengaja berlebihan kemudian masing-masing regressor dipilih yang paling signifikan melalui test statistik F.

Kemudian diperkirakan parameter *geoeffektiveness* (dampak gangguan dari luar pada medan geomagnet) dengan koefisien-koefisien model sesuai signifikansi statistik dari semua regressor, yang terkandung dalam parameter ini. Hal ini dilakukan dengan cara sebagai berikut: setelah pengolahan data dengan metode kuadrat terkecil, parameter/konstanta model persamaan (2-5) disebut regressor dan setiap regressor masing-masing signifikansinya dilakukan pengujian melalui Fisher F. Semua nilai F hasil perhitungan kemudian dibandingkan dengan nilai 2,7055; 3,84; 5,02; 6,635; 7,879; 10,83 dan 12,1, sesuai dengan signifikansi statistik yang diambil masing-masing dari 90; 95; 97,5; 99; 99,5; 99,9 dan 99,95%. Kemudian semua regressor-regressor yang signifikansi tidak memenuhi atau ditolak untuk digunakan pada model, terus diulang dilakukan pengujian sampai semua regressor-regressor signifikan pada persentase tertentu. Dalam makalah ini dipilih tingkat signifikansi minimal 90%. Berbeda dengan model empiris, tidak menambah parameter yang sesuai dan semua regressor-regressor memiliki arti fisis yang jelas. Dalam persamaan (2-5) nilai-nilai koefisiennya tergantung

aktivitas matahari. Setelah menolak nilai-nilai regressor yang diperoleh tidak sesuai, kemudian digunakan untuk memprediksi. Untuk mengetahui kualitas prediksi yang diperoleh dievaluasi dengan 3 cara yakni melalui nilai: *residual mean square* (RMS), efisiensi prediksi (PE), didefinisikan sebagai  $[1 - (\text{rata-rata sisa persegi})/(\text{varians data})]$  (Temerin & Li, 2002), dan koefisien korelasi linear (LC) antara prediksi dan data gangguan  $D(t)$ .

Dalam menentukan stabilitas koefisien-koefisien persamaan (2-5), dalam struktur perhitungan di atas harus digunakan dataset besar supaya akurasi yang diinginkan terpenuhi. Selain itu, penggunaan dataset besar menimbulkan masalah dalam menentukan jumlah derajat kebebasan untuk uji F, karena dalam kasus nilai dataset besar ini dapat dianggap tak terbatas. Tetapi ada manfaat lain dari penggunaan dataset besar adalah stabilitas yang baik dari koefisien  $C_i$ . Jika membangun model regresi dengan data lebih dari 22 tahun dan menggunakan koefisien itu untuk meramalkan data 22 tahun berikutnya maka akan mendapatkan hasil hampir sama baiknya, jika menggunakan seluruh data selama 44 tahun untuk menentukan koefisien regresinya. Jadi waktu peluruhan karakteristik tersebut setidaknya satu siklus Hale.

Selanjutnya, ditentukan nilai  $D(t)$  dari model berdasarkan konstanta-konstanta yang signifikan melalui aturan pengujian secara statistik sebelumnya. Dengan demikian regresi persamaan (2-5) dapat ditulis sebagai persamaan (2-6) adalah

$$D(t)[j] = C_o + \sum_{i=k}^N C_i D(t)[j-i], \quad \dots\dots (6)$$

dengan  $N$  adalah nilai  $D(t)$  sebelumnya, dan  $k$  adalah waktu prediksi, yang diambil sebesar  $N = 900$ . Dari data yang diambil itu kemudian dianalisis sehingga diperoleh nilai-nilai statistik yang signifikan mencapai 801 jam (33 hari dan 9 jam) dengan  $k = 1$ . Signifikansi statistik dari nilai sebelumnya adalah lebih dari 99,9%. Situasi yang sama dilaporkan pula oleh Johnson dan Win (Report PPPL-3919rev), tentang indeks  $K_p$ , "signifikansi seringkali cukup besar untuk waktu yang lama (10 – 20 hari)". Hal ini mungkin terkait dalam beberapa cara untuk badai geomagnet berulang, tetapi diperlukan beberapa penelitian tambahan sebelum akhir penjelasan dapat diberikan untuk fenomena ini. Untuk  $k = 3$ , nilai signifikansi sebelumnya sesuai dengan  $I = 358$  (14 hari 22 jam).

Setelah nilai  $D(t)$  ditentukan melalui persedur statistik signifikan, kemudian digunakan semua parameter angin surya yang tersedia dalam OMNI 2 database. Setelah digunakan semua parameter angin surya terlihat kecenderungan polanya membentuk nonlinear. Kemudian antara kecenderungan pola linear dan non linear dibandingkan, untuk mengetahui sampai sejauh mana perbedaan dari istilah yang paling signifikan dengan hasil penelitian sebelumnya.

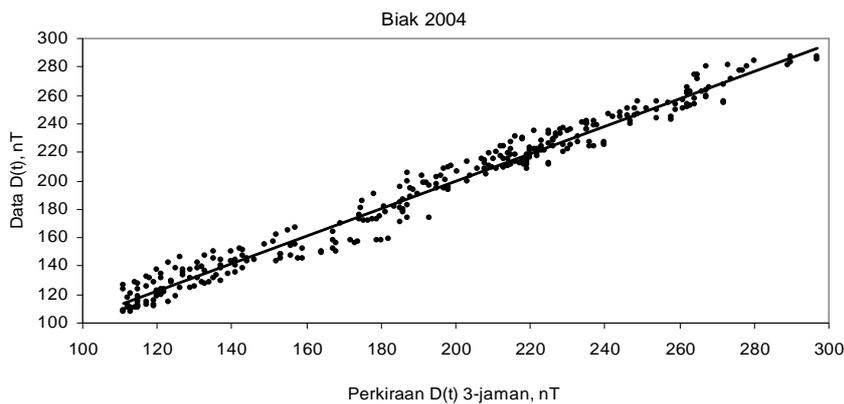
### 3. Hasil Dan Pembahasan

Hasil perhitungan tingkat gangguan geomagnet lokal dibandingkan dengan data  $Dst$  global hasil analisis Parnowski (2008) yang dinyatakan pada tabel 3-1. Pada tabel 3-1 untuk  $k = 1$  menunjukkan bahwa kondisi global diperoleh 63 regressor-regressor signifikan (kolom 3) dan kondisi lokal diperoleh 76 regressor-regressor signifikan (kolom 3). Masing-masing karakteristik regresinya yang dinyatakan RMS, PE dan LC dapat dilihat pada kolom 4, 5 dan 6. Demikian pula untuk  $k = 3$  pada kondisi global diperoleh 178 regressor-regressor signifikan dan kondisi lokal diperoleh 183 regressor-

regressor signifikan serta karakteristik regresinya dapat dilihat pada kolom yang sama dengan  $k = 1$ . Sedangkan perkiraan 9-jam prediksi yang diperoleh dengan  $LC = 0,820$  dan  $PE = 0,711$ . Karakteristik geoeftiveness yang diperoleh di atas melukiskan data D(t) dari stasiun pengamat geomagnet Biak. Plot sebaran yang sesuai data D(t) lokal Biak pada kondisi tidak terganggu terhadap perkiraan 3-jam ditunjukkan pada gambar 3-1. Perlu diketahui bahwa regressor-regressor yang paling signifikan adalah nilai D(t) pengamatan saat badai magnet yang terkait dengan berbagai kekuatan efek arus cincin di ekuator yang didominasi komponen IMF Bz arah selatan.

**Tabel 1.**  
**Perbandingan Karakteristik Geoeftiveness Lokal D(T) Biak Dan Dst Global**

Kondisi	Waktu Prediksi k	Regressors Signifikan	Karakteristik Regresi		
			RMS	PE	LC
1	2	3	4	5	6
Global	1	63	3,76 nT	0,975	0,987
Dst	3	178	7,61 nT	0,899	0,906
Lokal	1	76	3,87 nT	0,923	0,917
D(t)	3	183	8,41 nT	0,854	0,897

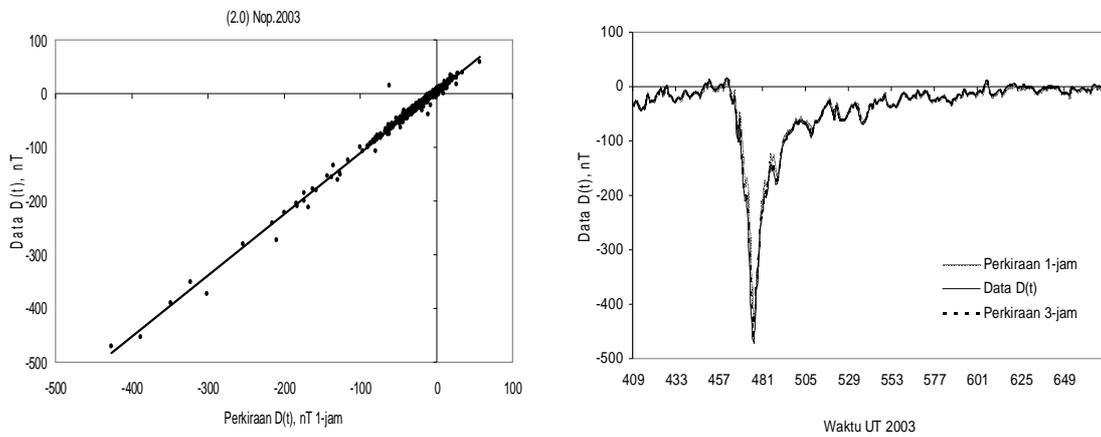


**Gambar 1.** Plot sebaran data pengamatan tingkat gangguan geomagnet lokal D(t) terhadap prediksi D(t) 3-jam pada kondisi tidak terganggu dari stasiun pengamat geomagnet Biak

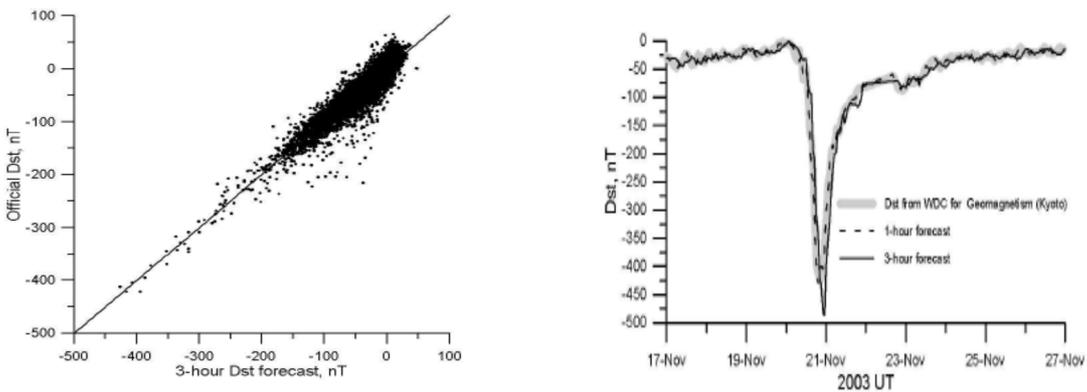
Model linear statistik sebelumnya untuk prediksi D(t) mengalami pergeseran waktu ketika memprediksi untuk lebih dari satu jam. Dengan kondisi itu kemudian model didekati nonlinear menggunakan regressor-regressor lebih luas. Sebagai contoh, dapat dilihat pada gambar 3-2 yang melukiskan kondisi pada saat badai magnet tahun 2003 dari data tingkat gangguan geomagnet lokal D(t) stasiun pengamat geomagnet Biak. Sebuah garis tipis menunjukkan data D(t) pengamatan, garis hitam tebal menunjukkan prediksi 3-jam dan garis hitam putus-putus menunjukkan prediksi 1-jam. Sebagai perbandingan, kami menyajikan gambar 3-3 yang dicetak ulang dari makalah Parnowski (2008) yang menggambarkan badai magnet 20 Nopember 2003 dengan peristiwa badai yang sama. Prediksi 3-jam dan 1-jam kedepan dengan data Dst juga menggunakan nonlinear. Setelah itu dibandingkan pula prediksi nonlinear oleh Pallochia et al (2006), dengan menggunakan metode Jaringan Saraf Tiruan untuk memprediksi Dst waktu yang sama 1 jam kedepan lihat gambar 3-4.

Dengan teknik waktu prediksi Dst yang digunakan pada data tingkat gangguan geomagnet lokal D(t) 1-jam kedepan cukup berhasil maka perkiraan statistik

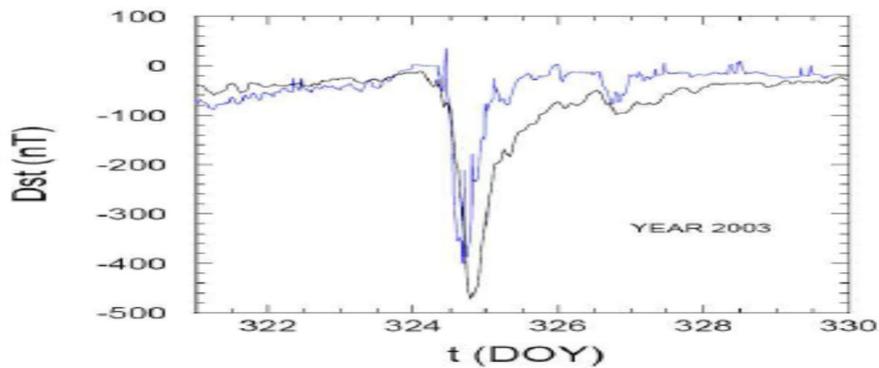
diperpanjang sampai 3 jam dengan nilai LC dan PE yang wajar (sekitar 90 %). Teknik ini diciptakan untuk prediksi  $D(t)$  real-time sesuai harapan, setelah penentuan koefisien regresi awal, yang dihitung hanya sekali, kemudian menghitung ulang kembali koefisien fungsi polinomial sederhana untuk setiap jam. Hal ini membuat teknik tersebut hingga sangat berguna untuk aplikasi praktis.



**Gambar 2.** Plot pencaran untuk prediksi 1-jam versus data (kiri) dan plot (kanan) garis hitam data tingkat gangguan geomagnet lokal  $D(t)$ , prediksi 3-jam garis hitam putus-putus serta titik-titik halus prediksi 1-jam dari stasiun pengamat geomagnet Biak.



**Gambar 3.** Plot pencaran untuk prediksi 3-jam versus data (kiri) dan plot (kanan) garis tipis data Dst, prediksi 3-jam garis hitam tebal serta garis hitam putus-putus prediksi 1-jam oleh Parnowski (2008).



**Gambar 4.** Prediksi Dst 1-jam kedepan untuk peristiwa badai magnet yang sama dengan gambar 3 oleh Pallochia et al (2006)

#### 4. Kesimpulan

Melalui teknik waktu prediksi Dst, prediksi data tingkat gangguan geomagnet lokal D(t) stasiun Biak hingga 3 jam cukup berhasil. Demikian pula akurasi prediksi yang dinyatakan nilai LC = 0,899 untuk 3-jam kedepan. Berarti teknik ini dapat digunakan untuk prediksi D(t) real time sesuai harapan melalui penentuan koefisien regresi awal. Sesuai ketergantungan Dst terhadap aktivitas matahari terutama pada saat terjadi badai magnet. Koefisien regresi yang ditentukan hanya sekali, sedang untuk koefisien fungsi polinomial sederhana dihitung dengan pengulangan kembali setiap jam. Hal ini membuat teknik tersebut menjadi sangat berguna untuk aplikasi praktis.

#### 5. Daftar Pustaka

- Balikhim, M. A., O. M. Boaghe, S. A., Billings, H. S., and C. K. Alleyne., (2001). *Geophys. Res. Lett.* 28, 1123.
- Ballatore, P. W. D., Gonzalez., (2003). *Earth Planets Space* 55, 427.
- Burton, R. K., R. L. McPherron., and C. T. Russel., (1975). *J. Geophys. Res.* 80, 4204.
- Campdell, W., 1996. *J. Atmos. Terr. Phys.* 58, 1171.
- Cid, C., Saiz., and Y. Cerrato., (2005). in Proc. *Solar Wind 11 – SOHO 16 “Connecting Sun and Heliosphere”*, Whistler, Canada, 12 – 17 june, 2005 (ESA SP – 592), 116.
- Chapman, s., and C. A. Ferraro., (1931). *Terr. Magn. Atmos. Elcttr.* 36, 77
- Chapman, S., and C. A. Ferraro., (1931). *Terr. Magn. Atmos. Elcttr.* 36, 71
- Chapman, S., and C. A. Ferraro., (1932). *Terr. Magn. Atmos. Elcttr.* 36, 147
- Chapman, S., and C. A. Ferraro., (1933). *Terr. Magn. Atmos. Elcttr.* 38, 79
- Chapman, S., and C. A. Ferraro., (1940). *Terr. Magn. Atmos. Elcttr.* 45, 245
- Dryer, M., S. T. Wu., G. Gislason, S. M., Han, Z. K. Smith., J. F. Wang, D. F., Smart, M. A. Shea., (1984). *Astrophys. Space Sci.* 105, 187
- Dungey, J. W., (1963). *Planet. Space Sci.* 10, 233
- Fisher., (1954). *Statistical methods for research workers* (London, Oliver and Boyd)
- Hudson, D. J., (1964). *Statistics Lectures on Elementary Statistics and Probability* (Geneva, CERN)
- Horrison, R. F., P. M. Drezet., (2001). in Proc. *Les Woolliscroft memorial Conf., Sheffield Space Plasma Meeting: Multipoint measurement versus theory.* Sheffield, UK, April 24 – 26 (ESA SP-492), 141
- Johnson, J. R., S. Wing, Report PPPL-3919rev, [http://www.pppl.gov/pub\\_report/2004/PPPL-3919rev.pdf](http://www.pppl.gov/pub_report/2004/PPPL-3919rev.pdf).
- Kugblemu, S., S. Taguchi, T. Okuzawa., (1999). *Earth Planets Space* 51, 307
- \_\_\_\_\_. Kyoto World Data Center for Geomagnetism, <http://swdcd.db.kugi.kyoto-u.ac.jp/>
- Li, X., M. Temerin., D. N. Baker., G. D. Reeves, D., Larson., S. G. Kanekal., (2004) *Eos* 84, 37
- Marubashi, K., (1989). *Space Sci. Rev.* 51, 197
- McPherron, R. L., (2005). *Calculation of The Dst Index.* Presentation at LWS CDAW Workshop Fairfax, Virginia March 14 – 16.
- O’Brien, T. P., R. L. McPherron., (2000). *J. Atmos. Sol-Terr. Phys.* 62, 197
- O’Brien, T. P., R. L. McPherron., (2000). *J. Geophys. Res.* 105, 7707
- Oh, S. Y., Y. Yi., (2004). *J. Korean Astron. Soc.* 37, 151
- ..... OMNI 2 database, <http://nssdc.gsfc.nasa.gov/omniweb/>
- Pallochia, G., E. Amata., G. Consolini., M. F. Marcucci., I. Bertello., (2006). *Mem. Soc. Astron. It Suppl.* 9, 120

- Parnowski, A. S., (2008). Statistical Approach to Dst Prediction, *J. Physical Studies* v. 12, No. 4, 4003(4p)
- Rangarajan, G. K., L. M. Barreto., (1999). *Earth Planets Space*, 51, 363
- Raeder, J. et al., (2001). *J. Geophys. Res.* 106, 381
- Siscoe, G., R. L. McPherron., M. W. Liemohn., A. J. Ridley, G. Lu., (2005). *J. Geophys. Res.* 110, A02215
- Temerin, M., Xinlin Li., (2002). *J. Geophys. Res.* 107, 1472
- Temerin, M., Xinlin Li., (2006). *J. Geophys. Res.* 111, A04221
- Valdivia, J. A., A. S. Sharma., K. Papadopoulos., (1996). *Geophys. Res. Lett.* 23, 2899
- Watanambe, S., E. Sagawa., K. Ohtaka., H. Shimazu., (2002). *Earth Planets Space*, 54, 1263
- Wei, H. L., S. A. Billings., M. A. Balikhin., (2004). *Nonlin. Proc. Geophys.* 11, 303
- Wing, S. et al., (2005). *J. Geophys. Res.* 110, A04203.
- Zhou, X.-Y., F.-S. Wei., (1998). *Earth Planets Space*, 51, 363.