

ANALISIS KECENDERUNGAN CURAH HUJAN KABUPATEN MAGELANG MENGGUNAKAN UJI MANN-KENDALL DAN VARIASI MODIFIKASI MANN-KENDALL

Joko Suryanto¹, dan Joko Krisbiyantoro²

^{1,2)}Program Studi Teknik Pertanian, Sekolah Tinggi Pertanian (STIPER) Kutai Timur, Sangatta, Indonesia
Jl. Soekarno-Hatta No.1 Sangatta, Kutai Timur 75387
E-Mail: jokosuryanto@stiperkutim.ac.id

ABSTRAK

Analisis Kecenderungan Curah Hujan Kabupaten Magelang Menggunakan Uji Mann-Kendall dan Versi Modifikasi Mann-Kendall. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisa kecenderungan data curah hujan stasiun Kajoran, Mendut, Muntilan, Ngablak, Salaman dan Tempuran dalam skala waktu yang berbeda yaitu bulanan, 3 bulanan dan tahunan. Tahap awal adalah melakukan uji konsistensi data menggunakan metode *Rescaled Adjusted Partial Sums* (RAPS) untuk mendeteksi homogenitas data curah hujan periode 1986 - 2016. Uji kecenderungan non-parametrik Mann-Kendall (MK), modified Mann-Kendall (MMK) dan *trend free prewhitening* Mann-Kendall (TFPW-MK) digunakan untuk menguji kecenderungan data curah hujan. Besarnya slope kecenderungan diidentifikasi menggunakan Sen's slope estimator. Hasil penelitian menunjukkan curah hujan bulanan 6 stasiun tidak menunjukkan trend yang signifikan baik menggunakan metode MK, MMK maupun TFPW-MK. Curah hujan 3 bulanan semua stasiun menunjukkan tidak terdapat trend yang signifikan kecuali stasiun Kajoran periode Januari-Februari-Maret (JFM) menunjukkan trend signifikan negatif (-19.4 mm/3bulan) dan stasiun Mendut terdapat trend signifikan positif (6.75 mm/3bulan) periode April-Mei-Juni (AMJ). Curah hujan tahunan 6 stasiun hujan tidak menunjukkan adanya trend yang signifikan.

Kata kunci : Analisis Kecenderungan, Data hujan, Kabupaten Magelang, Mann-Kendall, Modified Mann-Kendall, Pre-whitening Mann-Kendall.

ABSTRACT

Trend Analysis of Rainfall Data in Magelang District Using Mann-Kendall Test and Modification Mann-Kendall Variation. The objective of the research was to analyzed rainfall trends from 6 rainfall stations Kajoran, Mendut, Muntilan, Ngablak, Salaman and Tempuran rainfall station in different time scales (monthly, 3-months periodicity and annual). Identification homogeneity of the rainfall data period 1986-2016 for Magelang district using Rescaled Adjusted Partial Sums (RAPS) methode. The three non-parametric tests, Mann-Kendall (MK), modified Mann-Kendall (MMK), trend free prewhitening Mann-Kendall (TFPW-MK) and Sen's slope were employed to assess significance of trends and detecting magnitude of trends. The results shows that monthly rainfall have no significant trend using MK, MMK, and TFPW-MK test at 0.05 level significance. Rainfall 3-month based January-February-March (JFM) period Kajoran station have negative significant trend with magnitude 19.4 mm/3-month. Mendut station have positive trend for April-May-June (AMJ) period with magnitude 6.75 mm/3-month. No significant trends at 0.05 level significance using MK trend test were detected in annual rainfall for 6 rainfall stations.

Key words : Magelang district, Mann-Kendall, Modified Mann-Kendall, Rainfall data, Trend analysis, Prewhitening Mann Kendall.

1. PENDAHULUAN

Seperti telah diketahui bahwa iklim berubah terus menerus secara kontinu, sehingga deteksi perubahan iklim dapat

dikaitkan secara langsung dengan trend dari data hidroklimatik. Trend adalah kecenderungan perubahan nilai parameter iklim naik atau turun pada suatu periode

tertentu, maju atau mundur awal musim, dan memanjang atau memendeknya panjang musim (Susilokarti, dkk., 2015). Trend data hidroklimatik disebabkan oleh perubahan alami secara bertahap karena faktor lingkungan dan aktivitas antropogenik (perubahan tata guna lahan, penggunaan bahan bakar fosil yang meningkatkan konsentrasi GRK).

Terdapat dua jenis metode uji statistik yang dapat digunakan untuk menilai trend data deret waktu hidrologidan hidrometeorologi yaitu parametrik dan non-parametrik. Uji parametrik berdasarkan asumsi populasi data berdistribusi normal dan independen. Regresi linier termasuk metode parametrik dan sangat baik digunakan apabila data berdistribusi normal, independen dan bukan musiman. Sedangkan metode non-parametrik menggunakan asumsi data independen dan bebas dari jenis distribusi (Kundzewicz dan Radziejewski, 2006; Hamed dan Rao, 1998). Termasuk dalam metode non-parametrik adalah uji Spearman's rho dan Mann-Kendall. Kelebihan metode Mann-Kendall antara lain dapat mendekripsi kecenderungan data deret waktu baik kecenderungan linier maupun non-linier, metode Mann-Kendall berdasarkan perangkingan data sehingga mudah dalam penghitungannya (Wu, dkk., 2007). Data yang panjangakan meningkatkan kemampuan uji Mann-Kendall, meskipun tidak berdistribusi normal (Hamed dan Rao, 1998). Hal ini juga dijelaskan dengan penelitian Kocsis dkk., (2017) dengan membandingkan metode regresi linier dengan Mann-Kendall menggunakan data curah hujan bulanan 140 tahun (1871 – 2014), memperoleh hasil bahwa metode non-parametrik lebih sesuai untuk deteksi trend.

Penggunaan metode Mann-Kendall dalam menganalisis kencenderungan curah hujan telah banyak dilakukan pada

studi-studi sebelumnya. Indarto dkk., (2011) menggunakan metode Mann-Kendall untuk mengetahui kecenderungan curah hujan antara 1960 - 2005 pada 9 stasiun hujan di Jawa Timur. Hasil penelitian diperoleh bahwa hanya 2 stasiun hujan yang mempunyai trend menurun, yaitu stasiun Gubeng dan Sumber Kalong, sedangkan stasiun hujan yang lain tidak terdapat trend. Sutapa (2014) menggunakan metode Mann-Kendall pada data hujan bulanan periode 1990-2013 kota Palu diperoleh trend curah hujan bulanan turun namun tidak signifikan. Subarna (2014) menggunakan metode Mann-Kendall pada data curah hujan 1998-2007 diperoleh hasil curah hujan periode tersebut mengalami trend turun yang signifikan. Susilokarti, dkk., (2015) menunjukkan bahwa terjadi pola penurunan curah hujan bulanan pada rentang data 38 tahun di bagian selatan Kabupaten Subang sebesar 1,604 mm/tahun.

Data yang berautokorelasi akan menimbulkan *miss interpretation* pada hasil uji Mann Kendall (Hamed dan Rao, 1998), juga akan meningkatkan probabilitas dalam mendekripsi trend yang signifikan dengan proporsi menolak H_0 lebih tinggi, sedangkan kenyataannya H_0 adalah benar (error tipe 1). Karena data deret waktu hidrologi tidak selalu berdistribusi normal dan bersifat dependen karena adanya autokorelasi, oleh karena itu ada usaha-usaha untuk memodifikasi uji Mann-Kendall tersebut, diantaranya adalah modified Mann-Kendall (Hamed dan Rao, 1998) dan *trendfree pre-whitening* Mann-Kendall(Yue, dkk., 2002).

Metode Mann-Kendall dengan *trendfree pre-whitening* (TFPW-MK) mempunyai ide dasar mempertahankan slope trend linier dengan menghilangkan komponen trend melalui *pre-whitening* sebelum dikombinasikan lagi antara komponen

trend dengan data series trend free pre-whitening. Metode TFPW Mann-Kendall telah banyak digunakan diantaranya Ahmad, dkk., (2015) mendekripsi kecenderungan curah hujan DAS Swat Pakistan periode 1961-2011. Tayyab, dkk., (2017) menggunakan metode TFPW-MK untuk deteksi trend data curah hujan bulanan periode 1961-2012 di Dongting Lake, China. Penilitian Kibria, dkk.,(2016) menggunakan metode MMK di South Dakota diperoleh hasil bahwa dari 19 % stasiun hujan mengalami trend naik, 47 % mengalami kenaikan kecil, 29 % mengalami trend penurunan dan 5 % mengalami penurunan kecil.

Kabupaten Magelang berada di cekungan beberapa deretan pegunungan yaitu Gunung Merbabu dan Merapi di bagian timur, Gunung Sumbing di bagian barat, dan Pegunungan Menoreh di barat daya. Berdasarkan kondisi fisiografis tersebut, maka penelitian pengaruh perubahan iklim global terhadap curah hujan melalui deteksi kecenderungan curah hujan menjadi sangat menarik. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui dan menganalisis kecenderungan curah hujan bulanan, curah hujan kumulatif tiga bulanan dan curah hujan tahunan di Kabupaten Magelang menggunakan metode Mann-Kendall, modified Mann-Kendall, dan *trend free pre-whitening* Mann-Kendall.

Deteksi trend pada data lampau variabel hidroklimatologi sangat penting untuk mengetahui potensi perubahan di masa datang yang diakibatkan oleh perubahan iklim. Pengetahuan tentang potensi perubahan tersebut akan sangat berguna dalam manajemen sumberdaya air, perencanaan dan desain sumberdaya air di tengah berbagai permasalahan sumberdaya air terutama terus meningkatnya kebutuhan air di berbagai sektor. Dalam bidang pertanian selain mengalami tekanan permintaan pangan

yang semakin tinggi, permasalahan dalam penyediaan air juga semakin kompleks. Sehingga penelitian ini diharapkan bermanfaat dalam perencanaan dan manajemen sumberdaya air khususnya dalam bidang pertanian di Kabupaten Magelang.

2. METODA PENELITIAN

2.1. Tempat dan Waktu

Penelitian dilaksanakan di Kabupaten Magelang Jawa Tengah. Secara geografis Kabupaten Magelang terletak antara $7^{\circ}19' 13''$ dan $7^{\circ}42' 16''$ LS, $110^{\circ}01' 51''$ dan $110^{\circ}26' 58''$ BT. Pada bulan Juli 2018.

2.2. Prosedur Penelitian dan Sumber Data Tahapan penelitian yang dilakukan agar dicapai tujuan penelitian diantaranya: pengumpulan data sekunder berupa data curah hujan bulanan pada rentang tahun 1986 – 2016 (31 tahun) meliputi stasiun hujan Kajoran, Mendut, Muntilan, Ngablak, Salaman dan Tempuran. Data tersebut diperoleh dari Dinas Pekerjaan Umum, Energi dan Sumber Daya Mineral (DPU ESDM) Kabupaten Magelang. Tahapan berikutnya adalah pengisian data kosong dengan metode *reciprocal methode*, uji konsistensi menggunakan metode RAPS, dan tahap akhir adalah uji kecenderungan curah hujan menggunakan metode: i) Mann-Kendall (MK), ii) modifikasi Mann-Kendall (MMK) dan iii) Mann-Kendall dengan pre-whitening (TFPW-MK). Magnitude kecenderungan ditentukan menggunakan metode Sen,s slope. Uji Kecenderungan dan magnitude kecenderungan dilakukan pada data curah hujan bulanan, tahunan, dan curah hujan kumulatif bulan Januari-

Februari-Maret (JFM), bulan April-Mei-Juni (AMJ), bulan Juli-Agustus-September (JAS), Oktober-November-Desember (OND). Analisis kecenderungan dilakukan pada curah hujan periode 3 bulanan yang mencerminkan variasi hujan yang sedang, juga untuk mengetahui trend curah hujan pada awal dan puncak musim hujan yang terjadi pada periode OND dan JFM (Nugroho, 2015).

2.3. Analisis Data

Pengisian data kosong

Metode yang umum digunakan dalam pengisian data hujan yang hilang adalah *inverse distance weighting methode* (IDWM) atau *reciprocal methode*. Metode ini menggunakan pendekatan jarak dari stasiun sekitarnya terhadap stasiun yang datanya diperkirakan.

$$P_x = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{P_i}{L_i^2}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{L_i^2}}$$

P_x adalah data pada stasiun x yang diperkirakan, P_i adalah data curah hujan di stasiun sekitarnya pada periode yang sama, L_i adalah jarak antar stasiun.

Uji konsistensi data

Uji konsistensi dilakukan terhadap data debit bulanan tahun 1990-2015 menggunakan metode *Rescaled Adjusted Partial Sums* (RAPS) (Buishand, 1982) :

$$RAPS = \frac{\sum_{i=1}^k (Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n}}}$$

Uji kecendrungan curah hujan

Kecenderungan data curah hujan periode 1986 – 2016 dihitung menggunakan metode Mann-Kendall, modified Mann-Kendall (Hamed and Rao, 1998) mengeliminasi pengaruh korelasi dengan memodifikasi nilai

variansi data, dan *trend free prewhitening* (TFPW) Mann-Kendall (Yue, dkk., 2002).

Uji Mann-Kendall

Jika diketahui data deret waktu dengan panjang data n ($x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$), maka tahapan uji mann-kendall pada data tersebut dapat dituliskan sebagai berikut:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n sgn(x_j - x_i)$$

dimana

$$sgn(x) = \begin{cases} 1 & \text{untuk } x > 0 \\ 0 & \text{untuk } x = 0 \\ -1 & \text{untuk } x < 0 \end{cases}$$

$$E(S) = 0$$

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}$$

Nilai statistik uji Mann-Kendall z dihitung menggunakan persamaan:

$$z = \begin{cases} \frac{S - 1}{\sqrt{V(S)}} & \text{untuk } S > 0 \\ 0 & \text{untuk } S = 0 \\ \frac{S + 1}{\sqrt{V(S)}} & \text{untuk } S < 0 \end{cases}$$

Hipotesis yang digunakan dalam uji Mann-Kendall yaitu H_0 adalah tidak terdapat trend dan H_1 terdapat trend. H_0 ditolak jika $|z_{\text{hitung}}| > z_{\alpha/2}$, dengan kesimpulan terdapat trend pada data deret waktu yang digunakan. Nilai kritis $z_{\alpha/2}$ diperoleh dari tabel standar normal sebesar 1.96 pada $\alpha = 0.05$.

Uji Modified Mann-Kendall

Modifikasi Mann-Kendall (Hamed dan Rao, 1998) memperhitungkan struktur koefisien autokorelasi yang signifikan dalam data deret waktu. Metode ini memodifikasi nilai variansi S yang digunakan dalam penghitungan nilai z metode Mann-Kendall.

$$V(S)^* = V(S) \frac{n}{n^*}$$

$$\frac{n}{n^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)r_i$$

$V(S)$ dihitung seperti pada persamaan uji Mann-Kendall, r_i adalah koefisien autokorelasi yang signifikan pada urutan ke- i dari data. Nilai z dihitung seperti pada metode Mann-Kendall dengan menggantikan nilai $V(S)$ dengan $V(S)^*$.

Magnitude kecenderungan Sen's Slope

Besarnya slope kecenderungan data diestimasi menggunakan metode non-parametrik Sen's slope (Sen, 1968), asumsi metode ini adalah adanya trend linier dalam deret waktu. Metode ini telah banyak digunakan oleh peneliti sebelumnya diantaranya Chandubhai, dkk., (2017); Pandit (2017). Beberapa kelebihan dari Sen's slope antara lain tidak terpengaruh adanya outlier data dan error data tunggal pada data series.

$$T_i = \frac{x_j - x_i}{j - i} \text{ untuk semua } i < j$$

Nilai median T_i (Q) atau (β) dihitung sejumlah n pengamatan, dengan cara merangking dari terkecil hingga terbesar. Jika n genap maka Sen's slope dihitung $Q = (n+1)/2$, jika n observasi ganjil maka $Q = \frac{1}{2}[(n+2)+((n+2))/2]$. Nilai positif Q menunjukkan trend naik, sebaliknya nilai negatif menunjukkan trend menurun.

Uji Mann Kendall dengan Pre-whitening

Prosedur uji Mann-Kendall dengan pre-whitening dapat dituliskan sebagai berikut (Yue, dkk., 2002):

1. Menghitung koefisien autokorelasi lag-1 (r_1) dari data awal (x_i) dengan persamaan berikut:

$$r_k = \frac{\frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

2. Menghitung signifikansi nilai koefisien autokorelasi pada tingkat signifikansi 5 % yaitu, $\frac{-1-1.96\sqrt{n-2}}{n-1} \leq r_k \leq \frac{-1+1.96\sqrt{n-2}}{n-1}$, jika r_k terletak diluar range tersebut maka koefisien autokorelasi berbeda dengan 0 (signifikan).
 3. Apabila nilai r_1 tidak signifikan pada tingkat 5 %, maka uji Mann-Kendall dan Sen's slope estimator dapat dilakukan pada data, jika nilai r_1 signifikan, maka harus dilakukan pre-whitening pada data awal sebelum dilakukan uji Mann-Kendall.
 4. Menghitung Theil Sen's approach, slope (β) data awal menggunakan persamaan sebelumnya.
 5. Menghilangkan trend pada data awal dengan persamaan:
- $$x'_i = x_i - (\beta * i)$$
6. Menghitung koefisien autokorelasi lag-1 (r_1) dari data yang detrend (x'_i) menggunakan persamaan langkah pertama.
 7. Menghilangkan komponen autoregresif lag-1 (AR_1) data detrend (x'_i) dan menghitung nilai residualnya sebagai berikut:
- $$y'_i = x'_i - (r_1 * x'_{i-1})$$
8. Menambahkan kembali nilai trend data ke residual data, sehingga diperoleh data baru (y_i):
- $$y_i = y'_i + (\beta * i)$$
9. Menerapkan uji Mann-Kendall pada data baru (y_i) untuk melihat signifikansi trend data.

3. HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

Ketersediaan Data Curah Hujan

Dalam penelitian ini digunakan data curah hujan Kabupaten Magelang dengan rentang data diatas 30 tahun, rentang data tersebut terpenuhi 6 stasiun

hujan yaitu stasiun hujan Kajoran, Mendut, Muntilan, Ngablak, Salaman dan Tempuran (Tabel 1). Data kosong terbesar terdapat pada stasiun hujan Muntilan dan Ngablak yakni 9.95 % dan

9.68 %. Pengisian data kosong menggunakan metode *reciprocal methode* dengan mempertimbangkan 3 stasiun hujan di sekitarnya.

Tabel 1. Ketersediaan data curah hujan bulanan Kabupaten Magelang

| No | Kode Stasiun | Nama Stasiun | Letak Lintang | Letak Bujur | Elevasi (m dpl) | Jumlah Data kosong | % data kosong | Tahun data |
|----|--------------|--------------|---------------|-------------|-----------------|--------------------|---------------|------------|
| 1 | k.75.a | Kajoran | -7.519 | 110.121 | 525 | 0 | 0 | 1986-2016 |
| 2 | k.93 | Mendut | -7.620 | 110.245 | 247 | 18 | 4.84 | 1986-2016 |
| 3 | k.101 | Muntilan | -7.569 | 110.291 | 318 | 36 | 9.68 | 1986-2016 |
| 4 | k.100 | Ngablak | -7.545 | 110.422 | 1363 | 37 | 9.95 | 1986-2016 |
| 5 | k.77 | Salaman | -7.596 | 110.141 | 296 | 1 | 0.27 | 1986-2016 |
| 6 | k.91 | Tempuran | -7.543 | 110.191 | 275 | 0 | 0 | 1986-2016 |

Uji Konsistensi Data Curah Hujan

Analisis statistik data hidrologi membutuhkan asumsi bahwa data mempunyai sifat konsisten. Hasil uji konsistensi data menggunakan metode *Rescaled Adjusted Partial Sums* (RAPS) diperoleh nilai $Q\sqrt{n_{hit}}$ dan $R\sqrt{n_{hit}}$ lebih kecil dibandingkan dengan nilai $Q\sqrt{n_{tab}} = 1.30$ dan $R\sqrt{n_{tab}} = 1.63$ pada tingkat kepercayaan 95 %. Disimpulkan bahwa data curah hujan bulanan 6 stasiun bersifat konsisten, atau berasal dari

populasi data yang sama sehingga data curah hujan ke 6 stasiun hujan tersebut dapat digunakan dalam analisis berikutnya.

Karakteristik Data Curah Hujan

Pensifatan statistik data curah hujan bulanan meliputi nilai maksimum, minimum, rerata, standar deviasi dan prosentase curah hujan bulanan terhadap curah hujan tahunan diperlihatkan pada Tabel 2.

Tabel 2. Karakteristik statistik data curah hujan bulanan

| Stasiun | Parameter | Bulan | | | | | | | | | | | |
|----------|-----------|-------|------|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|------|
| | | Jan | Feb | Mar | Apl | Mei | Jun | Jul | Ags | Sep | Okt | No v | Des |
| Kajoran | maks | 1050 | 869 | 677 | 519 | 430 | 330 | 356 | 378 | 389 | 748 | 732 | 812 |
| | min | 192 | 167 | 164 | 97 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 132 | 192 |
| | rerata | 502 | 458 | 406 | 305 | 195 | 116 | 68 | 51 | 67 | 223 | 426 | 461 |
| | Std dev | 191 | 161 | 134 | 106 | 101 | 105 | 89 | 85 | 110 | 185 | 154 | 155 |
| | % tahunan | 15.3 | 14.0 | 12.4 | 9.3 | 5.9 | 3.6 | 2.1 | 1.6 | 2.0 | 6.8 | 13.0 | 14.1 |
| Mendut | maks | 658 | 664 | 629 | 369 | 322 | 298 | 210 | 209 | 522 | 741 | 688 | 649 |
| | min | 122 | 85 | 15 | 43 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 17 | 40 |
| | rerata | 321 | 295 | 293 | 203 | 103 | 66 | 31 | 17 | 40 | 132 | 259 | 291 |
| | Std dev | 128 | 111 | 146 | 89 | 84 | 80 | 53 | 42 | 110 | 166 | 185 | 157 |
| | % tahunan | 15.7 | 14.4 | 14.3 | 9.9 | 5.0 | 3.2 | 1.5 | 0.8 | 1.9 | 6.5 | 12.6 | 14.2 |
| Muntilan | maks | 720 | 623 | 753 | 470 | 449 | 402 | 394 | 142 | 313 | 512 | 665 | 638 |
| | min | 134 | 196 | 62 | 58 | 10 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 60 | 130 |
| | rerata | 399 | 373 | 370 | 242 | 149 | 96 | 52 | 25 | 33 | 163 | 354 | 351 |
| | Std dev | 137 | 112 | 169 | 109 | 95 | 108 | 88 | 38 | 71 | 147 | 167 | 140 |
| | % tahunan | 15.3 | 14.3 | 14.2 | 9.3 | 5.7 | 3.7 | 2.0 | 1.0 | 1.3 | 6.2 | 13.6 | 13.5 |
| Ngablak | maks | 681 | 585 | 671 | 501 | 466 | 423 | 241 | 195 | 487 | 419 | 544 | 749 |

| | | | | | | | | | | | | | |
|----------|-----------|------|------|------|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|------|
| | min | 43 | 132 | 119 | 99 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 93 | 75 |
| | rerata | 364 | 339 | 360 | 264 | 156 | 98 | 50 | 29 | 40 | 140 | 304 | 349 |
| | Std dev | 151 | 107 | 148 | 110 | 125 | 110 | 69 | 48 | 99 | 129 | 137 | 159 |
| | % tahunan | 14.6 | 13.6 | 14.4 | 10.6 | 6.3 | 3.9 | 2.0 | 1.1 | 1.6 | 5.6 | 12.2 | 14.0 |
| Salaman | maks | 937 | 841 | 714 | 552 | 399 | 353 | 399 | 218 | 471 | 791 | 976 | 794 |
| | min | 225 | 247 | 112 | 19 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 85 | 131 |
| | rerata | 468 | 476 | 384 | 282 | 173 | 105 | 59 | 33 | 53 | 184 | 413 | 419 |
| | Std dev | 177 | 156 | 161 | 127 | 104 | 93 | 91 | 53 | 116 | 201 | 199 | 162 |
| | % tahunan | 15.4 | 15.6 | 12.6 | 9.3 | 5.7 | 3.5 | 1.9 | 1.1 | 1.7 | 6.0 | 13.5 | 13.7 |
| Tempuran | maks | 621 | 533 | 857 | 459 | 491 | 309 | 187 | 256 | 389 | 791 | 519 | 661 |
| | min | 148 | 160 | 119 | 107 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 66 | 114 |
| | rerata | 354 | 315 | 306 | 239 | 168 | 92 | 44 | 33 | 51 | 191 | 304 | 344 |
| | Std dev | 139 | 93 | 138 | 102 | 113 | 86 | 59 | 60 | 98 | 178 | 119 | 138 |
| | % tahunan | 14.5 | 12.9 | 12.5 | 9.8 | 6.9 | 3.8 | 1.8 | 1.4 | 2.1 | 7.8 | 12.4 | 14.1 |

Rerata curah hujan tahunan terendah terjadi di stasiun hujan Mendut sebesar 2051 mm/th, sedangkan tertinggi di stasiun hujan Kajoran 3277 mm/th. Jumlah hujan tahunan di bawah normal 9 kali terjadi di stasiun Mendut, sedangkan terendah pada stasiun Muntilan sebanyak 3 kali yaitu pada tahun 1994, 1997 dan 2004. Semua stasiun hujan mempunyai nilai $CV > 1$, pada bulan Juli-Agustus-September (JAS), kecuali pada stasiun Salaman yang terjadi pada bulan Juli dan Agustus yang menandakan variansi curah hujan yang tinggi setiap bulannya pada bulan tersebut.

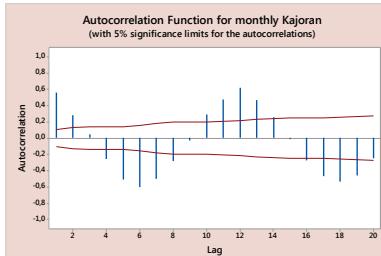
Puncak hujan berdasarkan prosentase curah hujan bulanan terhadap hujan tahunan mempunyai pola yang sama dengan curah hujan rerata, dimana terjadi pada bulan Januari dengan rerata 15.13 %, kecuali stasiun Salaman terjadi pada bulan Februari. Sedangkan prosentase hujan terendah dari 6 stasiun hujan terjadi pada bulan Agustus dengan rerata 1.17 %.

Uji Kecenderungan Data Curah Hujan

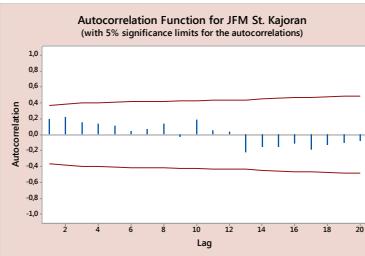
Gambar 1 menunjukkan koefisien autokorelasi data curah hujan bulanan, hujan Januari-Februari-Maret (JFM), April-Mei-Juni (AMJ), Juli-Agustus-

September (JAS), Oktober-November-Desember (OND) dan hujan tahunan stasiun Kajoran menggunakan plot *autocorrelation function* (ACF) hingga lag-20. Pada Gambar 1a. hasil uji Bartlett memperlihatkan bahwa koefisien autokorelasi lag-1 hujan bulanan signifikan pada $\alpha = 5\%$ yang ditandai berada di luar garis Bartlett dan bernilai positif. Hasil yang sama juga diperlihatkan pada Tabel 3. yaitu uji signifikansi koefisien autokorelasi menggunakan uji standar error.

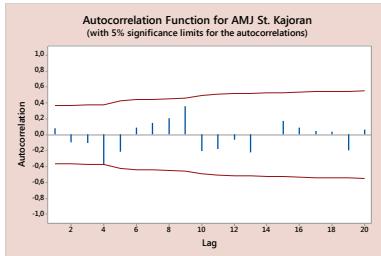
Nilai positif autokorelasi lag-1 akan menyebabkan nilai signifikansi trend *overestimate*, baik trend positif maupun negatif (Yue, dkk., 2002). Autokorelasi menunjukkan data bersifat dependen (autocorrelated), karena uji trend Mann-Kendall mensyaratkan data harus independen, maka untuk deteksi trend data curah hujan bulanan menggunakan metode modified Mann-Kendall (MK) dan *trend free prewhitening* Mann-Kendall (TFPW-MK). Dalam kasus koefisien autokorelasi signifikan sepanjang data, tidak hanya lag-1, Chen, dkk., (2016) menyarankan untuk menggunakan metode modifikasi Mann-Kendall.



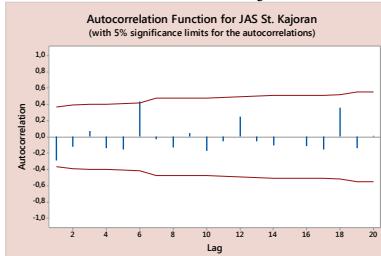
Gambar.1a. Plot ACF hujan bulanan



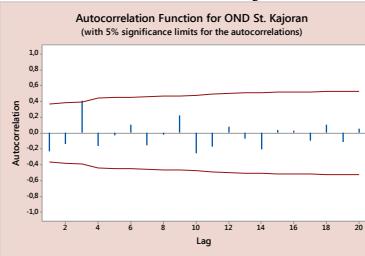
Gambar.1b. Plot ACF hujan JFM



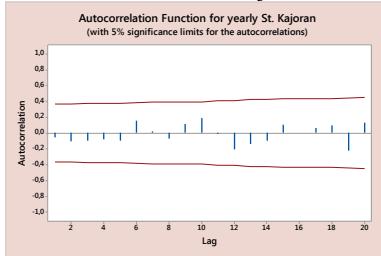
Gambar.1c. Plot ACF hujan AMJ



Gambar.1d. Plot ACF hujan JAS



Gambar.1e. Plot ACF hujan OND



Gambar.1f. Plot ACF hujan tahunan

Gambar. 1. Plot autocorrelation function (ACF) curah hujan stasiun Kajoran.

Nilai koefisien autokorelasi hingga lag-20 plot ACF (Gambar 1) dan lag-1 (Tabel 3) curah hujan JFM, AMJ, JAS, OND, dan curah hujan tahunan pada rentang 1986 – 2016 tidak berbeda dengan 0 atau tidak berautokorelasi.

Maka data tersebut merupakan data random, sehingga analisis trend data tersebut tidak dilakukan pre-whitening dan uji Mann-Kendall dapat dilakukan langsung pada data awal (Gocic dan Trajkovic, 2013; Rahman dan Begum, 2013; Yaseen, dkk., 2014).

Tabel 3. Nilai koef. autokerelasi lag-1 data curah hujan periode 1986 - 2016.

| Data CH | Koefisien autokorelasi lag-1 (r_1) | | | | | | Signifikan 5 % | |
|---------|----------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|----------------|--------|
| | Kajoran | Mendut | Mntilan | Ngablak | Salamn | Temprn | Lower | Upper |
| bulanan | 0.5656* | 0.4937* | 0.5088* | 0.6018* | 0.5265* | 0.4808* | -0.1045 | 0.0991 |
| JFM | 0.1945 | 0.3248 | -0.1654 | 0.2688 | 0.1741 | -0.0085 | -0.3921 | 0.3231 |
| AMJ | 0.0835 | 0.3417 | 0.2164 | 0.1945 | 0.1152 | 0.1205 | -0.3921 | 0.3231 |
| JAS | -0.2889 | -0.1317 | -0.1952 | -0.1803 | -0.1712 | -0.2194 | -0.3921 | 0.3231 |
| OND | -0.2354 | 0.0524 | 0.0198 | 0.2455 | -0.0448 | 0.1112 | -0.3921 | 0.3231 |
| tahunan | 0.0403 | 0.2650 | -0.1003 | 0.1785 | 0.2380 | -0.0576 | -0.3921 | 0.3231 |

Hasil uji deteksi trend data curah hujan bulanan metode MMK dan TFPW-Mann-Kendall (Tabel 4), dan uji MK (Tabel 5), pada semua stasiun hujan

diperoleh $|z_{\text{hitung}}| < z_{\alpha/2} = 1.96$ pada derajad signifikansi $\alpha = 0.05$, dengan menerima H_0 dan menolak H_1 , sehingga diperoleh kesimpulan sepanjang 31 tahun

(1986 – 2016) curah hujan bulanan tidak terdapat trend yang signifikan.

Tabel.4. Hasil uji modified Mann-Kendall (MMK) dan Trend Free (TFPW-MK)

| Stasiun | Modified Mann-Kendall (MMK) | | | | TFPW Mann-Kendall (TFPW-MK) | | | |
|----------|-----------------------------|---------|--------|--------|-----------------------------|---------|--------|-------|
| | S | Var (S) | zhit | Q | S | Var (S) | zhit | Q |
| Kajoran | -2005 | 3773699 | 1.0316 | -0.053 | 783 | 5696705 | 0.3276 | 0.023 |
| Mendut | 2221 | 4393395 | 1.0591 | 0.000 | 1830 | 5680632 | 0.7674 | 0.011 |
| Muntilan | 929 | 3329746 | 0.5086 | 0.000 | 790 | 5694400 | 0.3306 | 0.010 |
| Ngablak | 1162 | 7014501 | 0.4384 | 0.000 | 63 | 5693858 | 0.0260 | 0.000 |
| Salaman | -763 | 2924801 | 0.4456 | 0.000 | 600 | 5695439 | 0.2510 | 0.009 |
| Tempuran | 925 | 4694403 | 0.2479 | 0.000 | 377 | 5694644 | 0.1576 | 0.010 |

Ho ditolak jika $|z_{hitung}| > z_{\alpha/2} = 1.96$ pada $\alpha = 0.05$.

Uji deteksi trend pada hujan kumulatif periode JFM, AMJ, JAS, dan OND setiap stasiun hujan diperoleh hasil $|z_{hitung}| < z_{\alpha/2} = 1.96$ pada derajad signifikansi $\alpha = 0.05$, sehingga kesimpulan yang diambil adalah menerima Ho, tidak terdapat trend yang signifikan. Namun berbeda pada periode JFM stasiun hujan Kajoran dan periode AMJ stasiun hujan Mendut, dimana $|z_{hitung}| < z_{\alpha/2}$, diperoleh kesimpulan terdapat trend yang signifikan.

Rata-rata Sen's slope terbesar terjadi pada periode JFM sebesar 7.20 mm/bulan, sedangkan terendah terdapat pada periode JAS sebesar 0.56 mm/bulan. Hasil ini sesuai dengan nilai prosentase curah hujan periode tersebut terhadap curah hujan tahunan, yaitu tertinggi pada periode JFM 14.22 %, sedangkan terendah periode JAS 1.61 %. Maka nilai magnitude trend Sen's slope akan sebanding dengan besarnya prosentase curah hujan terhadap curah hujan tahunannya.

Tabel 5. Hasil uji Kecendrungan metode Mann-Kendall

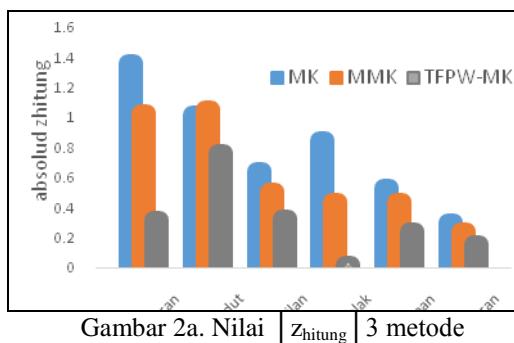
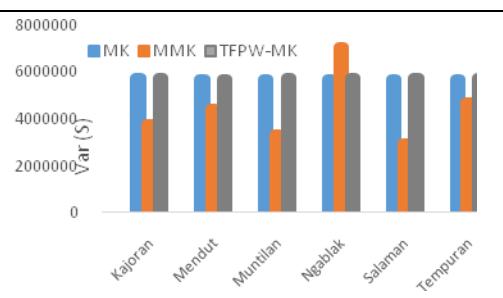
| Stasiun | data ch | Uji Mann-Kendall (MK) | | | | |
|----------|---------|-----------------------|---------|---------|-------|--------|
| | | S | Var (S) | zhitung | zhit | Q |
| Kajoran | bulanan | -1335 | 5696705 | -0.56 | 0.56 | -0.03 |
| | JFM | -183 | 3462 | -3.09 | 3.09* | -19.40 |
| | AMJ | 48 | 3461 | 0.80 | 0.80 | 2.00 |
| | JAS | -48 | 3417 | -0.80 | 0.80 | -1.64 |
| | OND | -12 | 3461 | -0.19 | 0.19 | -0.95 |
| | tahunan | -79 | 3462 | -1.36 | 1.36 | -19.40 |
| Mendut | bulanan | 1830 | 5680632 | 0.77 | 0.77 | 0.01 |
| | JFM | -22 | 3461 | -0.36 | 0.36 | -1.53 |
| | AMJ | 129 | 3462 | 2.18 | 2.18* | 6.75 |
| | JAS | -10 | 3128 | -0.16 | 0.16 | 0.00 |
| | OND | 34 | 3461 | 0.56 | 0.56 | 2.72 |
| | tahunan | 61 | 3462 | 1.02 | 1.02 | 13.44 |
| Muntilan | bulanan | 1586 | 5680632 | 0.67 | 0.67 | 0.01 |
| | JFM | -17 | 3462 | -0.27 | 0.27 | -1.09 |
| | AMJ | 68 | 3461 | 1.14 | 1.14 | 4.29 |
| | JAS | -33 | 3394 | -0.55 | 0.55 | -0.14 |
| | OND | 47 | 3462 | 0.78 | 0.78 | 3.95 |
| | tahunan | 39 | 3462 | 0.65 | 0.65 | 4.00 |
| Ngablak | bulanan | 1050 | 5680632 | 0.44 | 0.44 | 0.00 |
| | JFM | -82 | 3461 | -1.38 | 1.38 | -14.20 |
| | AMJ | -17 | 3445 | -0.27 | 0.27 | -1.40 |

| | | | | | | |
|----------|---------|------|---------|-------|------|-------|
| | JAS | -33 | 3394 | -0.55 | 0.55 | -0.14 |
| | OND | 47 | 3462 | 0.78 | 0.78 | 3.95 |
| | tahunan | 51 | 3460 | 0.85 | 0.85 | 11.60 |
| Salaman | bulanan | 1508 | 5680632 | 0.63 | 0.63 | 0.00 |
| | JFM | -42 | 3461 | -0.70 | 0.70 | -6.08 |
| | AMJ | 66 | 3461 | 1.14 | 1.14 | 4.90 |
| | JAS | -37 | 3416 | -0.62 | 0.62 | -0.57 |
| | OND | 4 | 3461 | 0.05 | 0.05 | 0.64 |
| | tahunan | -31 | 3462 | -0.54 | 0.54 | -5.37 |
| | bulanan | 2006 | 5680632 | 0.84 | 0.84 | 0.01 |
| Tempuran | JFM | -7 | 3457 | -0.10 | 0.10 | -0.89 |
| | AMJ | -3 | 3462 | -0.03 | 0.03 | -0.25 |
| | JAS | -59 | 3394 | -1.00 | 1.00 | -0.86 |
| | OND | 92 | 3461 | 1.55 | 1.55 | 7.58 |
| | tahunan | 19 | 3462 | 0.31 | 0.31 | 4.51 |

Nilai slope kecenderungan curah hujan bulanan metode MK 9.72 mm/bulan lebih besar dibandingkan metode MMK, 0.009 mm/bulanan dan TFPW-MK 0.011 mm/bulan. Slope kecenderungan metode MMK dengan TFPW-MK mendekati 0 dan dengan perbedaan sangat kecil yaitu 0.002 mm/bulan, sehingga antara metode MMK dan TFPW-MK dapat dikatakan mempunyai slope kecenderungan yang sama.

Gambar 2a memperlihatkan bahwa nilai $|z_{hitung}|$ uji MK semua stasiun hujan kecuali stasiun Mendut lebih besar dibandingkan dua metode lainnya. Hal ini sesuai pendapat Yue, dkk., (2002) bahwa

koefisien autokorelasi yang signifikan menyebabkan *overestimate* nilai signifikansi uji MK. Nilai $|z_{hitung}|$ stasiun Mendut menunjukkan perbedaan yang kecil metode MK dengan MMK hanya 0.04, meskipun koefisien autokorelasi lag-1 signifikan pada $\alpha = 5\%$. Penurunan rata-rata nilai $|z_{hitung}|$ metode MMK dan TFPW-MK terhadap metode MK adalah 28.3 % dan 34.2 %, perbedaan tersebut cukup besar meskipun antara metode MK, MMK dan TFPW-MK memberikan kesimpulan yang sama bahwa tidak terdapat trend yang signifikan ($|z_{hitung}| < z_{\alpha/2} = 1.96$).

Gambar 2a. Nilai $|z_{hitung}|$ 3 metode

Gambar 2b. Nilai variansi S^2 3 metode

Berdasarkan Gambar 2b, nilai variansi S metode MK dan TFPW-MK hampir sama, sehingga dapat ditarik kesimpulan bahwa proses pre-whitening tidak merubah variansi S dari data awal, sedangkan proses koreksi variansi metode

MMK akan memperkecil nilai variansi data awal.

4. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil penelitian, dapat dituliskan kesimpulan diantaranya: Curah hujan bulanan 6 stasiun hujan tidak menunjukkan trend yang signifikan baik menggunakan metode MK, MMK maupun TFPW-MK.

Curah hujan 3 bulanan semua stasiun menunjukkan tidak terdapat trend yang signifikan kecuali stasiun Kajoran periode Januari-Februari-Maret (JFM) trend signifikan negatif (-19.4 mm/3bulan) dan stasiun Mendut terdapat trend signifikan positif (6.75 mm/3bulan) periode April-Mei-Juni (AMJ).

Curah hujan tahunan semua stasiun hujan tidak menunjukkan adanya trend yang signifikan menggunakan uji Mann-Kendall.

Secara umum metode penghilangan pengaruh autokorelasi data (metode MMK dan TFPW-MMK) dibandingkan dengan metode MK akan memperkecil slope kecenderungan dan nilai $|z_{hitung}|$, namun dalam penelitian ini, baik metode MK, MMK dan TFPW-MK memberikan kesimpulan signifikansi trend yang sama.

DAFTAR PUSTAKA

Ahmad, I., Tang, D., Wang, T., Wang, M., dan Wagan, B. 2015. Precipitation Trends over Time Using Mann-Kendall and Spearman's rho test in Swat River Basin, Pakistan. Advances in Meteorology. 2015: 1-15.

Buishand, T.A. 1982. Some Methods For Testing The Homogeneity of Rainfall Records. Journal of Hydrology. 58: 11-27.

Chen, Y., Guan, Y., Shao, G., dan Zhang, D. 2016. Investigating Trends in Streamflow and Precipitation in

Huangfucuan Basin with Wavelet Analysis and the Mann-Kendall Test. Journal Water. 8. 77: 1-32.

Chandubhai, P.C., Thanki, J.D., dan Chandrawanshi, S.K. 2017. Analysis of Rainfall by using Mann-Kendall Trend, Sen's Slope and Variability at Five Districts of South Gujarat India. Muasam. 68. 2: 205-222.

Gocic, M dan Tracjkovic, S. 2013. Analysis of Changes in Meteorological Variables using Mann-Kendall and Sen's Slope Estimator Statistical Tests in Serbia. Global and Planetary Change. 100: 172-182.

Hamed, K.H., dan Rao, A.R. 1998. A Modified Mann-Kendall Trend Test for Autocorrelated Data. Journal of Hydrology. 204: 182-196.

Indarto, Susanto, B., dan Diniardi, E.M., 2011. Analisis Kecenderungan Data Hujan di Jawa Timur Menggunakan Metode Mann-Kendall dan Rank Sum Test. JTEP Jurnal Keteknikan Pertanian. 25. 1: 19-28.

Kibria, K.N., Ahiablame, L., Hay, C., dan Djira, G. 2016. Streamflow Trends and Respons to Climate Variability and Land Cover Change in South Dakota. Hidrology. 2. 3: 1-20.

Kundzewicz, Z.W., dan Raddziejewski, M. 2006. Methodologies for Trend Detection. Hydrological Impacts Proceding. IAHS Publ. 308: 538-549.

Kocsis, T., Szekely, I. K., dan Andan, A. 2017. Comparison of Parametric and Non-parametric Analysis

- Methods on Long Term Meteorological Data Set. Central European Geology. 60. 3: 316-332.
- Nugroho, B.D.A. 2015. Relationships Between Sea Surface Temperature (SST) and Rainfall Distribution Pattern in South Central Java, Indonesia. Indonesian Journal of Geography. 47. 1:20–25.
- Pandit, D. V.2017. Seasonal Rainfall Trend Analysis. Journal of Engineering Research and Application. 6. 7: 69-73.
- Rahman, A., dan Begum, M. 2013. Application of Non-parametric Test for Trend Detection of Rainfall in the Largest Island of Bangladesh. Jounal of Earth Science. 2. 2: 40-44.
- Sen, P.K. 1968. Estimates of Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. Journal of the American Statistical Association. 63: 1379-1389.
- Subarna, Dadang.. 2014. Uji Kecenderungan Unsur-Unsur Iklim di Cekungan Bandung dengan Metode Mann-Kendall. Berita Dirgantara, 15. 1: 1-6.
- Sulikarti, D., Arif, S.S., Susanto, S., dan Sutiarso, L. 2015. Identifikasi Perubahan Iklim Berdasarkan Data Curah Hujan di Wilayah Selatan Jatiluhur Kabupaten Subang, Jawa Barat. Agritech.35. 1:98-105.
- Sutapa, I.W. 2014. Application Model Mann-Kendall dan Sen's (Makesens) to Detect Climate Change. Jurnal Infrastruktur.4. 1: 31-40.
- Tayyab, M., Zhou, J., Adnan, R., Dan Zahra, A. 2017. Monthly Precipitation Trend Analysis by Applying Nonparametric Mann-Kendall (MK) dan Sperman's rho (SR) Test in Dongting Lake China: 1961-2012. IJEECS. 5. 1: 41-47.
- Wu, H., Soh, L.K., Samal, A., dan Chen, X.H. 2007. Trend Analysis of Streamflow Drought Events in Nebraska. Water Resour.2007: 1-20.
- Yaseen, M.,Rientjes, T., Nabi, G., Rehman, H.,dan Latif, M.2014. Assesment of Recent Temperature Trends in Mangla Watershed. Journal of Himalayan Earth Science.47. 1: 107-121.
- Yue, Sheng., Pilon, P., Phinney, B., dan Cavadias, G.2002. The Influence of Autocorrelation on the Ability to Detect Trend in Hydrological Series. Hydrological Processes. 16: 1807-1829.