

## Uji Kesamaan Beberapa Rata-Rata Pengaruh Pemanfaatan Bakteri Penghasil Fitase (*Pantoea agglomerans*) Dalam Ransum Terhadap Bobot Potong Ayam Broiler Menggunakan Uji Kruskal-Wallis dan Over-Mean-Rank Function

Test the Similarity of Some Average Influence the Utilization of Phytase-Producing Bacteria in The Rations Against the Weight of the Chicken Broiler use Test Kw and Omr Function

<sup>1</sup>Mulia Indriani, <sup>2</sup>Nusar Hajarisman dan <sup>3</sup>Abdul Kudus

<sup>1,2,3</sup> Prodi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Bandung, Jl. Tamansari No. 1 Bandung 40116

e-mail: <sup>1</sup>mulia.indriani@ymail.com, <sup>2</sup>nusarhajarisman@yahoo.com, <sup>3</sup>akudus69@gmail.com

**Abstract.** In this paper, described on the similarities a few of the influence of the utilization of bacteria fitase (*Pantoea agglomerans*) in rations to the weight of pieces of chicken the broiler by using Kruskal-Wallis, and Over-Mean Rank function test. The analysis variances is one technique statistical parametric are used to test out the similarity of the average of three or more groups or treatment. Anava assume that residue of distribution is normal and variances from the residue is homogeneity. In practical, assume about normality and homogeneous variances residue was not accepted. When assumes the normality is not accepted so, the approachment that used to do is statistical non-parametrik. To solve the problem can be used several methods of test is the Kruskal-Wallis, and the Over-Mean-Rank Function. The excess of the Kruskal-Wallis is alternative from the Mann-Whitney test, where the test are able to use into two groups dependent variable, while Kruskal-Wallis test can be used in more than two groups. However, the Kruskal-Wallis have a weak point that is if you found the twins more than 25 % of the observation led to the need for corrections to the formula calculations Kruskal-Wallis. Kruskal-Wallis test complete by the Over-Mean-Rank function, where over-mean-rank function test to give a very good fit for this function until for small sample sizes. This method does not require normality and equal variance assumptions, stables in terms of type 1 error, less affected by ties and is shown graphically. The data will be used is a secondary effect of bacteria fitase (*Pantoea agglomerans*) on rations in weight broiler chicken got from report result of research by Haryadi, Dwi (2007). This research was experimental research completely randomized design (RAL) consist of three treatment and each of that repeatedly five times.

**Keywords:** ANOVA, Chicken Broiler, F-distribution test, Kruskal-Wallis test, Over-Mean-Rank Function test, Rank, Ties.

**Abstrak.** Dalam makalah ini dijelaskan mengenai uji kesamaan beberapa rata-rata pengaruh pemanfaatan bakteri fitase (*pantoea agglomerans*) dalam ransum terhadap bobot potong ayam broiler menggunakan uji Kruskal-Wallis, dan Uji-Over-Mean Rank function. Analisis varians merupakan salah satu teknik statistika parametric yang digunakan untuk menguji kesamaan rata-rata dari tiga atau lebih kelompok atau perlakuan. Anava mengasumsikan residu berdistribusi normal dan varians dari residunya bersifat homogeny. Dalam praktiknya asumsi tentang normalitas dan homogen varians residu ini tidak terpenuhi. Pada saat asumsi tersebut tidak terpenuhi maka pendekatan yang biasa digunakan adalah metode statistika non-parametrik. Untuk mengatasi masalah tersebut dapat digunakan beberapa metode uji yaitu uji Kruskal-Wallis, dan uji Over-Mean-Rank Function. Kelebihan dari uji Kruskal-Wallis adalah alternative dari uji Mann-Whitney, dimana uji tersebut hanya dapat digunakan pada 2 kelompok variable dependen, sedangkan uji Kruskal-Wallis dapat digunakan pada lebih dari 2 kelompok. Namun uji Kruskal-Wallis memiliki kekurangan yaitu jika ditemukan angka kembar sebanyak lebih dari 25% nilai observasi mengakibatkan perlu adanya koreksi pada rumus perhitungan Kruskal-Wallis. Uji Kruskal-Wallis kemudian disempurnakan oleh uji Over-Mean-Rank function, dimana uji ini memberikan hasil yang sangat bagus untuk ukuran sampel yang kecil, tidak memerlukan asumsi normalitas dan varians yang sama., stabil dalam kesalahan tipe 1, kurang dipengaruhi oleh data kembar, dapat ditampilkan secara grafis. Data yang akan digunakan adalah data sekunder pengaruh pemanfaatan bakteri fitase (*pantoea agglomerans*) dalam ransum terhadap bobot potong ayam broiler yang diperoleh dari laporan hasil penelitian Haryadi, Dwi (2007). Penelitian ini menggunakan metode eksperimen Rancangan Acak Lengkap (RAL) yang terdiri dari 3 perlakuan dan masing-masing diulang lima kali.

**Kata Kunci:** ANOVA, Uji F, Uji Kruskal-W, uji Over-Mank-Rank Func, Ranking, Data Kembar.

## A. Pendahuluan

Analisis varians atau ANAVA merupakan salah satu teknik statistika parametrik yang digunakan untuk menguji kesamaan rata-rata dari tiga atau lebih kelompok atau perlakuan. Ada beberapa asumsi yang harus dipenuhi pada implementasi dari ANAVA, diantaranya adalah asumsi mengenai residunya berdistribusi normal dan varians dari residunya bersifat homogen. Akan tetapi, dalam praktiknya asumsi tentang normalitas dan homogen varians residu ini tidak terpenuhi. Dampak dari pelanggaran ini adalah akan menyebabkan keputusan yang dibawah dugaan (*under estimate*) atau kelebihan dugaan (*over estimate*) terhadap taraf nyata percobaan yang sudah ditentukan (Kesalahan Tipe 1), dugaan bagi  $\beta$  tetap tidak bias, tetapi ragam dari taksiran  $\beta$  tidak lagi minimum (tidak bersifat BLUE= *Best Linear Under Estimator*), varians dan galat baku tidak lagi dapat digunakan untuk pengujian hipotesis dan pembuatan selang kepercayaan bagi  $\beta$ .

Pada saat asumsi normalitas tersebut tidak terpenuhi maka pendekatan yang biasa digunakan adalah metode statistika non-parametrik. Untuk mengatasi masalah tersebut dapat digunakan beberapa metode yaitu: Uji Kruskal-Wallis, dan Uji Over-Mean-Rank Function.

Uji Kruskal-Wallis adalah uji non-parametrik berbasis *ranking* yang tujuannya untuk menentukan adakah perbedaan signifikan secara statistik antara dua atau lebih kelompok variabel independen pada variabel dependen yang berskala ordinal. Pengujian hipotesis melalui metode Kruskal-Wallis merupakan pengembangan atau alternatif dari metode analisis varians satu arah (*one way analysis of variance*) untuk kondisi dimana beberapa persyaratan tidak bisa dipenuhi. Namun uji Kruskal-Wallis memiliki kekurangan yaitu jika ditemukan angka kembar sebanyak lebih dari 25% nilai observasi mengakibatkan perlu adanya koreksi pada rumus perhitungan Kruskal-Wallis. Uji Kruskal-Wallis kemudian disempurnakan oleh uji Over-Mean-Rank Function.

Over-mean-rank function didefinisikan sebagai persentase *ranking* yang melebihi rata-rata global di setiap kelompok. Statistik uji ini mengikuti distribusi  $\chi^2$  dengan tingkat kesesuaian yang sangat baik hingga ukuran sampel yang kecil. Keunggulan dari uji over-mean-rank function ini adalah tidak memerlukan asumsi normalitas dan asumsi varians yang sama, stabil dalam kesalahan tipe 1, kurang dipengaruhi oleh data kembar, dan dapat ditampilkan secara grafis.

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, tujuan dalam penelitian ini diuraikan dalam pokok-pokok sbb.

1. Untuk mengetahui hasil-hasil kesamaan rata-rata dengan uji Kruskal-Wallis
2. Untuk mengetahui hasil-hasil kesamaan rata-rata dengan uji Over-Mean-Rank Function.
3. Untuk membandingkan hasil rata-rata uji Kruskal-Wallis dengan uji Over-Mean-Rank Function berdasarkan data riil.

## B. Landasan Teori

Istilah non-parametrik pertama kali digunakan oleh Wolfowitz, pada tahun 1942. Metode statistika non-parametrik merupakan metode statistik yang dapat digunakan dengan mengabaikan asumsi-asumsi yang melandasi penggunaan metode statistika parametrik, terutama yang berkaitan dengan distribusi normal. Statistik non-parametrik dapat digunakan untuk menganalisis data yang berskala nominal atau ordinal, karena pada umumnya data berjenis nominal dan ordinal tidak menyebar

normal. Dari ukuran sampel, pada umumnya statistik non-parametrik digunakan untuk data berukuran kecil ( $n \leq 30$ ).

Terdapat beberapa uji kesamaan beberapa rata-rata ketika varians heterogen:

**1.) Uji F di Analisis Varians**

*Analysis of variance* atau ANOVA merupakan salah satu uji parametrik yang berfungsi untuk membedakan nilai rata-rata lebih dari dua kelompok data dengan cara membandingkan (Ghozali, 2009).

Misalkan kita mempunyai  $k$  populasi. Dari masing-masing populasi diambil sampel berukuran  $n$ . Misalkan pula bahwa  $k$  populasi itu saling bebas dan berdistribusi normal dengan nilai tengah  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k$ , dengan varians sama  $\sigma^2$ . Kita akan menguji hipotesis berikut:

$H_0: \tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \dots = 0$ ; Tidak ada pengaruh perlakuan terhadap respons

$H_1: \tau_1 \neq \tau_2 \neq \tau_3 \neq \dots \neq 0$ ; Minimal ada satu perlakuan yang mempengaruhi respons

Misalkan  $y_{ij}$  adalah pengamatan ke- $j$  dari populasi ke- $i$ . Di sini  $Y_i$  adalah total semua pengamatan dalam sampel ke- $i$ ,  $\bar{y}_i$  adalah rata-rata semua pengamatan dalam sampel ke- $i$ ,  $Y_{..}$  adalah total semua  $nk$  pengamatan, dan  $\bar{y}_{..}$  adalah rata-rata semua  $nk$  pengamatan. Setiap pengamatan dapat dituliskan dalam model berikut:

$$y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij} \tag{2.1}$$

dimana  $\varepsilon_{ij}$  adalah simpangan pengamatan ke- $j$  dalam sampel ke- $i$  dari nilai tengah populasi ke- $i$ .

Untuk menguji hipotesis di atas dapat dilakukan melalui Tabel Analisis Varians (ANAVA) seperti yang disajikan dalam Tabel.1

**Tabel.1** Analisis Varians bagi Klasifikasi satu Arah

Sumber Variasi	db	Jumlah Kuadrat	Kuadrat Tengah	F
Perlakuan	$k-1$	JKP	$s_1^2 = \frac{JKP}{k-1}$	$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$
Galat	$k(n-1)$	JKG	$s_2^2 = \frac{JKG}{k(n-1)}$	
Total	$nk-1$	JKT		

Selanjutnya rumus hitung jumlah kuadrat untuk mengisi tabel analisis varians di atas diberikan oleh:

Jumlah Kuadrat Total:  $JKT = \left( \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n y_{ij}^2 \right) - \frac{Y_{..}^2}{N}$

Jumlah Kuadrat Perlakuan:  $JKP = \left( \frac{\sum_{i=1}^k Y_i^2}{n_i} \right) - \frac{Y_{..}^2}{N}$

Jumlah Kuadrat Galat:  $JKG = JKT - JKP$

dimana:  $N = \sum_{i=1}^k n_i$ . Adapun kriteria ujinya adalah tolak  $H_0$  pada taraf nyata  $\alpha$  apabila  $F > F[\alpha; (k-1)(N-k)]$ .

## 2.) Uji Kruskal-Wallis

Uji Kruskal-Wallis merupakan generalisasi uji dua sampel Wilcoxon untuk  $k > 2$  sampel. Diperkenalkan pertama kali pada tahun 1952 oleh W.H. Kruskal dan W.A. Wallis. Analisis varians *ranking* satu arah Kruskal-Wallis ini adalah uji yang sangat berguna untuk menentukan apakah  $k$  sampel independen berasal dari populasi-populasi yang berbeda.

Dalam perhitungan uji Kruskal-Wallis ini, masing-masing  $N$  observasi digantikan dengan *ranking*-nya. Yaitu, semua skor dalam seluruh  $k$  sampel yang digunakan, diurutkan (*ranking*) dalam satu rangkaian. Skor yang terkecil yang digantikan dengan *ranking* 1, yang setingkat di atas yang terkecil dengan *ranking* 2, dan yang terbesar dengan *ranking*  $N$ .  $N$  = jumlah seluruh observasi independen dalam  $k$  sampel itu. Sebelum kesimpulan akhir dapat dirumuskan, beberapa prosedur pengujian harus ditempuh. Diantaranya adalah :

Pengujian Hipotesis untuk Uji Kruskal-Wallis adalah :

$H_0$ :  $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$  ; tidak ada perbedaan rata-rata *ranking* antara perlakuan kelompok satu dengan kelompok yang lainnya

$H_1$ :  $\mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_k$  ; ada perbedaan rata-rata *ranking* antara perlakuan kelompok satu dengan kelompok yang lainnya

Statistik Uji:

Dapat ditunjukkan bahwa jika seluruh  $k$  sampel itu memang benar-benar dari populasi yang sama atau populasi-populasi yang identik, yakni jika  $H_0$  benar, maka  $H$  (statistik yang dipergunakan dalam uji Kruskal-Wallis ini dan didefinisikan dengan rumus (2.2):

$$KW = \frac{(N-1) \sum_{j=1}^k n_j (\bar{R}_j - \bar{R})^2}{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (R_{ji} - \bar{R})^2} = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{j=1}^k n_j \left( \bar{R}_j - \frac{n+1}{2} \right)^2 \quad \dots(2.2)$$

atau

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} - 3(N+1) \quad \dots(2.3)$$

Jika  $H_0$  benar, maka  $H$  akan berdistribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas

$db = k - 1$ , dengan syarat bahwa ukuran-ukuran  $k$  sampel itu tidak terlalu kecil.

Kriteria Uji:

Apabila nilai chi-kuadrat dalam tabel telah diketahui, perumusan kriteria pengujian dilakukan. Adapun kriteria pengujian yang diberlakukan adalah:

Jika  $H > \chi_{\alpha; k-1}^2$  Tolak  $H_0$  atau Jika  $H \leq \chi_{\alpha; k-1}^2$  Terima  $H_1$

Jika angka sama/kembar terjadi antara dua skor atau lebih, tiap-tiap skor mendapatkan *ranking* yang sama, yaitu rata-rata *ranking*-nya. Karena nilai  $H$  sedikit-banyak oleh angka sama, mungkin kita ingin mengadakan koreksi untuk angka sama dalam menghitung  $H$ . Untuk mengadakan koreksi berhubungan dengan akibat angka sama itu,  $H$  dihitung dengan rumus (2.3) dan kemudian dibagi dengan:

$$1 - \frac{\sum T}{N^3 - N} \quad \dots(2.4)$$

dimana :

$T$  :  $t^2 - 1$  ( $t$  adalah banyak observasi-observasi berangka sama dalam serangkaian skor berangka sama)

$N$  : banyak observasi dalam seluruh  $k$  sampel bersama-sama, yakni  $N = \sum n_j$

$\sum T_u$  : jumlah skor yang berangka sama dari tiap-tiap kelompok

Dengan demikian, rumus umu untuk H yang telah dikoreksi karena adanya angka sama adalah :

$$H = \frac{\frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} - 3(N+1)}{1 - \frac{\sum T}{N^3 - N}} \quad \dots(2.5)$$

Dengan koreksi yang diadakan untuk angka sama ini, nilai H ditingkatkan dan dengan demikian hasilnya lebih signifikan bila dibandingkan dengan tanpa koreksi.

### 3.) Uji Over-Mean-Rank Function

Misalkan pengamatan acak saling bebas  $Y_{ji}(k=1, \dots, K, i=1, \dots, n_j, \text{ dan } n_1 + \dots + n_k = N)$  diperoleh dari populasi yang berkesinambungan dengan rata-rata dan varians  $\sigma_g^2$ . K adalah jumlah kelompok atau perlakuan dan  $n_k$  adalah ukuran sampel dalam setiap kelompok.

Hipotesis null dapat dinyatakan sebagai:

$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = \theta$  ; tidak ada perbedaan rata-rata atau median antara perlakuan kelompok satu dengan yang lainnya

$H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \dots \neq \theta_k \neq \theta$  ; ada perbedaan rata-rata atau median antara perlakuan kelompok satu dengan yang lainnya

Fungsi *ranking* dapat didefinisikan sebagai:

$$R = R_{ji} = \text{rank}(Y_{ji}), j=1, \dots, k \text{ dan } i=1, 2, \dots, n_j \quad \dots(2.6)$$

dan *ranking* untuk setiap kelompok adalah  $R_j = R_{ji}$ , untuk setiap  $j=1, \dots, k$

Jika semua rata-rata atau median sama, R akan memiliki rata-rata yang sama dengan rata-rata untuk masing-masing kelompok. Tetapi, jika rata-rata atau median tidak sama, maka rata-rata pada dua kelompok itu tidak sama.

Karena itu, dibawah  $H_0$  rata-rata dari *ranking* dari setiap kelompok sama untuk keseluruhan rata-rata sebagai:  $E(R_j) = E(R) = 0.5(N + 1), j = 1, \dots, k$ .

*Over-Mean-Rank Function* ini dapat didefinisikan sebagai:

$\pi = p(R > E(R))$  dan  $\pi_j = p(R_{ji} > E(R)), i = 1, 2, \dots, n_j$ . Hal ini jelas bahwa dibawah

$H_0: \pi_1 = \pi_2 = \dots = \pi_j = \pi = 0.5$

$$\pi = \begin{cases} \frac{\#(R > 0.5(n+1))}{n} = \frac{1}{2}, & \text{jika } n \text{ genap} \\ \frac{\#(R > 0.5(n+1))}{n-1} = \frac{1}{2}, & \text{jika } n \text{ ganjil} \end{cases}$$

Karena itu hipotesis null nya:

$$H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = \theta \text{ sama dengan } H_0 = \pi_1 = \pi_2 = \dots = \pi_k = \pi = 0.5$$

Maka uji yang disusulkan untuk median yang rata-rata nya sama adalah:

$$E^2 = \sum_{j=1}^J \left( \frac{\hat{\pi}_k - 0.5}{\sqrt{0.25/n_k}} \right)^2 \quad \dots(2.7)$$

dimana taksiran  $\pi_j$  adalah rata-rata sampel, jika  $n_j$  adalah besar teorema limit pusat mendekati:

$$E = \frac{\hat{\pi}_j - 0.5}{\sqrt{0.25/n_j}} \approx N(0,1) \quad \dots(2.8)$$

Akibatnya,  $E^2$  akan mendekati distribusi  $\chi^2$  dengan derajat bebas  $k-1$ , karena itu:  $E^2 \approx \chi^2(k-1)$  ukuran perkiraan penolakan  $\alpha$  adalah  $E^{2 \geq \chi^2_{\alpha}(k-1)}$ .

Dibawah  $H_0$ :

$$\sum_{k=1}^K \left( \frac{\hat{\pi}_k - 0.5}{\sqrt{0.25/n_k}} \right)^2 \approx \chi^2(k-1)$$

Fungsi estimasi *over-mean-rank-function* untuk setiap kelompok dapat diperoleh sebagai berikut:

$$\hat{\pi}_j = \frac{\#(R_{ji} > 0.5(N+1))}{n_j}, \quad j = 1, 2, \dots, k \quad \dots(2.9)$$

Untuk  $j = 1, 2, \dots, k$ . Ketika  $N$  genap, dapat menggunakan  $n_j - 1$  sebagai pengganti dari  $n_j$  dalam kelompok yang berisi *ranking*  $(n+1)/2$ . Juga jika ada data kembar yang sama sebesar  $0.5(n+1)$ , jika kurang dari setengah maka  $0.5(n+1)$  dan lebih dari setengah maka  $0.5(n+1)$

## C. Hasil Penelitian dan Pembahasan

### Perhitungan Analisis Varians

Penelitian menggunakan rancangan acak lengkap. Hasil pengukuran rata-rata bobot potong ayam broiler umur 42 hari (gram/ekor) dicantumkan pada Tabel 2.

**Tabel 2.** Rerata bobot potong ayam broiler umur 42 hari

Perlakuan	Ulangan					Total	Rata-rata
	I	II	III	IV	V		
P0	1633.5	1625.5	1625	1562.5	1572.5	8019	1603.8
P1	1584.5	1602.5	1769	1633.5	1572	8161.5	1632.3
P2	1590.5	1606.5	1619.5	1471.5	1645	7933	1586.6

Sumber: Haryadi, Dwi (2007)

Dari hasil penelitian tersebut dapat dibuat langkah-langkah pengujian sebagai berikut:

1. Model:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \quad ; i=1,2,3 \quad j=1,2,\dots,5$$

2. Pengujian Hipotesis:

$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = 0$  ; tidak ada pengaruh perlakuan terhadap rerata bobot potong ayam broiler umur 42 hari

$H_1$  : minimal ada satu  $\tau_i \neq 0$  ( $i=1,2,3$ ) ; minimal ada satu pengaruh perlakuan terhadap rerata bobot potong ayam broiler umur 42 hari

3. Statistik uji:

Proses perhitungan dapat mengikuti tahap-tahap berikut:

1. Dengan menggunakan notasi  $Y_{ij}$  sebagai hasil pengukuran rerata bobot potong ayam broiler untuk masing-masing ayam broiler,  $t$  sebagai jumlah perlakuan dan  $r$  sebagai jumlah ulangan, maka hitunglah Jumlah Kuadrat (JK) sebagai berikut:

- Faktor Koreksi (FK):  $\frac{Y_{..}^2}{(r)(t)} = \frac{(24113,5)^2}{(3)(5)} = 38764058,82$

- JK Total (JKT) :  $\sum_{ij} Y_{ij}^2 - FK$   
 $= (1633,5)^2 + (1625,5)^2 + \dots + (1645)^2 - 38764058,82$   
 $= 53464,93$

- JK Perlakuan (JKP) :  $\sum \frac{(total\ perlakuan)^2}{r} - FK$   
 $= \frac{(4808,3)^2 + (4834,5)^2 + (5013,5)^2 + (4667,5)^2 + (4789,5)^2}{3} - 38764058,82$   
 $= 20644,9333$

- JK Galat (JKG) :  $JKT - JKP$   
 $= 53464,93 - 20644,9333$   
 $= 32820$

2. Tentukan Kuadrat Tengah (KT) melalui pembagian setiap JK dengan derajat bebasnya, sebagai berikut:

- KT Perlakuan (KTP):  $\frac{JKP}{t-1} = \frac{20644,93}{3-1} = \frac{20644,9333}{2} = 10322,4667$

- KT Galat (KTG) :  $\frac{JK\ Galat}{t(r-1)} = \frac{32820}{3(5-1)} = 2735$

3. Tentukan nilai F-hitung melalui:

- F-hitung :  $\frac{KTP}{KTG} = \frac{10322,4667}{2735} = 3,7742$

4. Berdasarkan hasil perhitungan di atas, susunlah tabl analisis ragam seperti pada Tabel 3. :

**Tabel 3** Analisis ragam untuk rerata bobot potong ayam broiler umur 42 hari

Sumber variasi	db	JK	KT	F-hitung	F-tabel
Perlakuan	2	20644,93	10322,4667	3,7742	3,89
Galat	12	32820	2735		

## 4. Kriteria Uji:

Tolak  $H_0$  jika  $F\text{-hitung} > F\text{-tabel}$

Karena nilai  $F\text{-hitung}=3,7742$  lebih kecil dari pada  $F\text{-tabel}=3,89$  maka diputuskan untuk menerima  $H_0$

## 5. Kesimpulan: Tidak ada pengaruh perlakuan terhadap rata-rata bobot potong ayam broiler umur 42 hari

**Perhitungan Uji Kruskal-Wallis**

## 1. Pengujian Hipotesis

$H_0$ : Tidak ada perbedaan rata-rata ranking antara perlakuan ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari

$H_1$ : Ada perbedaan rata-rata ranking antara perlakuan ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari

## 2. Statistik Uji dan perhitungan:

**Tabel 4** Ranking gabungan Rerata bobot potong ayam broiler umur 42 hari

Perlakuan	Ulangan					$\Sigma R_j$
	1	2	3	4	5	
P0	12,5	11	10	2	4	39,5
P1	5	7	15	12,5	3	42,5
P2	6	8	9	1	14	38

Untuk nilai kelima kelompok, nilai-nilai ranking nya dijumlahkan dan diperoleh nilai R total masing-masing kelompok. Dengan data yang telah di ranking tersebut dapat dihitung nilai H dengan rumus (2.3)

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} - 3(N+1)$$

$$H = \frac{12}{15(15+1)} \left[ \frac{(39,5)^2}{3} + \frac{(42,5)^2}{3} + \frac{(38)^2}{3} \right] - 3(15+1) = 0,09$$

Dari Tabel 4 terdapat angka yang sama. Untuk mengadakan koreksi angka sama, pertama harus ketahui ada berapa kelompok angka sama yang terjadi, dan berapa banyak skor yang berangka sama dalam tiap-tiap kelompok. Disini  $t$ =banyak observasi-observasi berangka sama=2. Untuk kejadian ini,  $T=t^3-t=2^3-2=6$ .

Dengan menggunakan rumus (2.5) maka dapat dihitung koreksi total untuk angka sama.

$$1 - \frac{\sum T}{N^3 - N} = 1 - \frac{6}{15^3 - 15} = 1 - \frac{6}{3360} = 0,9982$$

$$H = \frac{\frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} - 3(N+1)}{1 - \frac{\sum T}{N^3 - N}} = \frac{0,09}{0,9982} = 0,0902$$

3. Kriteria Uji: Tolak  $H_0$  jika  $H > \chi^2_{\alpha; k-1}$   
 Dengan  $\alpha=0,05; 4$  diperoleh nilai  $\chi^2_{\alpha; k-1}$  sebesar=9,49. Karena  $0,0902 < 9,49$  maka diputuskan untuk terima  $H_0$
4. Kesimpulan:  
 Tidak ada perbedaan rata-rata ranking antara perlakuan ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari.

**Perhitungan Uji Over-Mean-Rank-Function**

1. Pengujian Hipotesis:  
 $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_g = \theta$  ;Tidak ada perbedaan rata-rata atau median antara perlakuan ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari  
 $H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \dots \neq \theta_g \neq \theta$  Ada perbedaan rata-rata atau median antara perlakuan Ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri pantoea agglumerans  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari

2. Statistik Uji:  
 Jika semua rata-rata atau median sama, R akan memiliki rata-rata yang sama untuk masing-masing kelompok. Jika rata-rata atau median tidak sama, maka rata-rata dari dua atau lebih kelompok itu tidak sama.

$$\bar{R} = \frac{7,9 + 8,5 + 7,6}{3} = 8$$

Oleh karena itu, dibawah  $H_0$  rata-rata ranking dari setiap kelompok sama untuk keseluruhan rata-rata sebagai:  
 $= E(R_j) = E(R) = 0,5(N + 1)$   
 $= 0,5(15 + 1) = 8$

Karena rata-rata atau median ranking dari setiap kelompok sama untuk keseluruhan rata-rata, maka uji yang digunakan untuk median atau rata-rata yang sama adalah:

$$E^2 = \sum_{j=1}^K \left( \frac{\hat{\pi}_j - 0,5}{\sqrt{\frac{0,25}{n_j}}} \right)^2 \sim \chi^2(K - 1)$$

Dimana fungsi estimasi over-mean-rank-function untuk setiap kelompok dapat diperoleh sebagai berikut:

$$\hat{\pi}_j = \frac{\#(R_{ji} > 0,5(N+1))}{n_j - 1}$$

$$\hat{\pi}_1 = \frac{\#7,9 > 0,5(16)}{5-1} = 0,75 \quad \hat{\pi}_2 = \frac{\#8,5 > 0,5(16)}{5-1} = 0,5 \quad \hat{\pi}_3 = \frac{\#7,6 > 0,5(16)}{5-1} = 0,5$$

$$\begin{aligned} E^2 &= \sum_{j=1}^K \left( \frac{\hat{\pi}_j - 0,5}{\sqrt{0,25/n_j}} \right)^2 \\ &= \left( \frac{0,75 - 0,5}{\sqrt{0,25/5}} \right)^2 + \left( \frac{0,5 - 0,5}{\sqrt{0,25/5}} \right)^2 + \left( \frac{0,5 - 0,5}{\sqrt{0,25/5}} \right)^2 \\ &= (1,25 + 0 + 0) = 1,25 \end{aligned}$$

3. Kriteria Uji :

Tolak  $H_0$  jika  $E^2 \geq \chi^2_{\alpha}(K-1)$ . Dengan  $\alpha=0,05$ ;4 diperoleh nilai  $\chi^2_{\alpha;K-1}$  sebesar=9,49. Karena  $1,25 < 9,49$  maka diputuskan untuk terima  $H_0$ .

4. Kesimpulan: Ada perbedaan rata-rata atau median antara perlakuan Ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri *pantoea agglumerans*  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri *pantoea agglumerans*  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari

#### D. Kesimpulan

Dari hasil penelitian dengan menggunakan metode pengujian Kruskal-Wallis untuk mengetahui hasil-hasil kesamaan pengaruh pemanfaatan bakteri penghasil fitase (*Pantoea agglomerans*) dalam ransum terhadap bobot potong ayam broiler ternyata tidak ada perbedaan rata-rata ranking antara perlakuan ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri *pantoea agglumerans*  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri *pantoea agglumerans*  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari.

Begitu juga dengan metode uji over-mean-rank function ternyata tidak ada perbedaan rata-rata atau median antara perlakuan Ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri *pantoea agglumerans*  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri *pantoea agglumerans*  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari.

Dapat disimpulkan bahwa dari kedua uji tersebut tidak ada perbedaan rata-rata ranking antara perlakuan ransum 100%+tanpa bakteri, dengan ransum 100%+bakteri *pantoea agglumerans*  $10^{2,5}$ , dan ransum 100%+bakteri *pantoea agglumerans*  $10^5$  terhadap rerata bobot potong ayam broiler berumur 42 hari. Pengujian dengan uji Over-Mean-Rank Function lebih baik dan lebih robust dari uji Kruskal-Wallis karena pada uji ini meningkatkan kesalahan Tipe 1, dan tidak di pengaruhi oleh data kembar seperti pada uji Kruskal-Wallis yang dipengaruhi oleh data kembar sehingga perlu factor koreksi.

**Daftar Pustaka**

- A.H. Elamir, Elsayed, Comparison of Several Means Under Heterogeneity: Over-Mean-Rank Function, *Journal of Statistical and Econometric Methods*, vol.4, no.2, 2015, 107-126.
- Hajarisman, Nusar.(2000). *Modul Praktikum Metode Statistika*: Bandung : Program Studi Statistika UNISBA.
- Haryadi, Dwi (2007). Pengaruh Pemanfaatan Bakteri Penghasil Fitase (*Pantoea agglomerans*) Dalam Ransum Terhadap Kualitas Karkas Ayam Broiler. Skripsi. Fakultas Pertanian, Peternakan.
- Liu, Hangcheng. 2015. Comparing Welch's ANOVA, a Kruskal-Wallis test and traditional ANOVA in case of Heterogeneity of Variance. [Theses and Dissertations]. Virginia Commonwealth University. 48 page.
- Siegel, Sidney. (1992). *Statistika Non-Parametrik untuk Ilmu-ilmu Sosial*. Jakarta: Gramedia Pustaka Utama.