STATISTIK UJI T_k UNTUK PENGUJIAN HIPOTESIS RATA-RATA BERURUT
(Pendekatan Parametrik)

oleh
H. Bernik Maskun
Nip. 130935030

Abstrak

Jika melalui suatu eksperimen, ingin dibuktikan bahwa efek dari perlakuan membentuk sebuah urutan dengan hipotesis,

$$H_1 : \quad \mu_1 \leq \ldots \leq \mu_k$$

untuk menguji hipotesis tersebut digunakan statistik uji berbentuk :

$$T_k = \sum_{j=1}^{k} n_j [\hat{\mu}_j - \bar{y}_{[1,k]}]^2 / s_o^2 = \sum_{j=1}^{m} N_{[t_j]} [\bar{y}_{[t_j]} - \bar{y}_{[1,k]}]^2 / s_o^2$$

dengan

$$s_o^2 = \sum_{j=1}^{k} n_j [\bar{y}_j - \bar{y}_{[1,k]}]^2 + \sum_{j=1}^{k} n_j s_j^2$$

daerah kritis $T_k \geq C$, dengan C ditentukan melalui

$$\alpha = \sum_{m=2}^{k} p_{m,k} P\left[\beta_{[(m-1)/2,(n-m)/2]} \geq C\right] \qquad \ldots. \quad (*)$$

Variat $\beta_{[m-1)/2,(n-m)/2]}$ dalam persamaan (*) berdistribusi Beta dengan parameter(m-1)/2 dan (n-m)/2. Apabila σ^2 diketahui , statistik uji di atas diperoleh dengan mengganti s_0^2 oleh σ^2 dalam T_k dan distribusi Beta oleh Distribusi χ^2 dengan dk = m-1 (Chacko, 1963)

1. Latar Belakang

Dalam penelitian yang dilakukan khususnya dokter gigi dalam bidang konservasi gigi, telah banyak dilakukan eksperimen untuk mengetahui kekuatan semen dalam menutup tambalan sementara.

Penutupan akses kavitas pada gigi dengan perawatan saluran akar merupakan faktor yang penting dilakukan untuk mencegah masuknya mikroorganisme, cairan rongga mulut maupun sisa makanan ke dalam saluran akar. Penutupan ini tidak hanya untuk menutup kavitas antar kunjungan saja tetapi juga menjaga keutuhan mahkota selama perawatan saluran akar (menurut Madison (1992) dan Kazemi (1994)).

Rulianto (1985) menyatakan bahwa premixed zinc oxide-calcium sulfate cement (Cavit G) sebagai penutup kavita kelas I merupakan bahan tambalan sementara yang paling kecil kebocorannya dibandingkan dengan zinc oxide eugenol dan semen fletcher. Tingkat kebocoran yang paling besar terdapat pada semen fletcher sedangkan semen zinc oxide eugenol tingkat kebocorannya berada di atas semen fletcher tetapi masih lebih besar kebocorannya dibandingkan dengan premixed zinc oxide-calcium sulfate cement (Cavit G) . Demikian pula hasil penelitian dari Nuryanti (2005), Zmener O, dkk (2004), Anderson RW dkk, untuk ketiga macam semen tersebut memberikan hasil penelitian yang kontroversi mengenai tingkat kebocoran.

Sebuah upaya untuk menetapkan mana diantara ketiga bahan paling baik dalam penambalan, secara statistik tidak dapat dikerjakan, seperti pengujian ketidaksamaan rata-rata, karena terdapat urutan dari ketiga rerata dalam hipotesisnya. Penggunaan analisis varians akan menyebabkan peluang kekeliruan tipe 1 lebih besar dari yang seharusnya mengingat dalam analisis varians tidak diperhitungkan urutan.

2. Rumusan Masalah

Berdasarkan hasil penelitian yang telah dilakukan, menunjukkan bahwa kebocoran yang terjadi dari ke-tiga macam tambalan sementara menunjukkan adanya tingkatan (berurut), sehingga rumusan masalah statistiknya terkait dengan pengujian hipotesis ; H_1 : $\mu_1 \le \mu_2 \le \ldots \le \mu_k$ adalah :

1. Menentukan statistik uji
2. Menentukan Distribusi Sampling dari statistik uji

3. Tujuan

Menentukan cara pengujian hipotesis alternatif berurut

4. Manfaat

Dengan adanya statistik uji untuk hipotesis alternatif berurut akan memberikan solusi yang lebih sesuai.

5. Statistik Uji untuk Hipotesis Rata-rata Berurut

Misalkan hipotesis yang berkaitan dengan eksperimen adalah :

$$\text{Ho} : \quad \mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_k$$

melawan

$$\text{H}_1 : \quad \mu_1 \leq \ldots \leq \mu_k$$

Statistik Uji Pendekatan Parametrik :

Pengujian untuk hipotesis di atas, dikerjakan berdasarkan data yang ditampilkan seperti pada tabel berikut ini

Tabel 1 :

Statistik yang dihitung dari Data Pengamatan

(Tiap Perlakuan berisi n_j pengamatan)

	Perlakuan				
	1	2	j	k	
1	Y_{11}	Y_{12}	...	Y_{1k}	
2	Y_{21}	Y_{22}	...	Y_{2k}	
…	...	...	...	...	
I	Y_{i1}	Y_{i2}	Y_{ij}	Y_{ik}	
…	...	...	...	...	
…	...	...	...	...	
n_j	Y_{n1}	Y_{n2}		Y_{nk}	
Banyak Pengamatan	n_1	n_2	...	n_k	$\sum_{j=1}^{k} n_j = n$
Rata-rata	$\bar{y}_1$	$\bar{y}_2$	$\bar{y}_j$	$\bar{y}_k$	

dari tabel di atas nampak bahwa :

$$n = \sum_{j=1}^{k} n_j$$

Berdasarkan data dalam Tabel 1, misalkan :

$$\bar{y}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_i} y_{ij}}{n_j}$$

dan

$$s_j^2 = \sum_{i=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2 / n_j$$

adalah rata-rata dan simpangan baku dari perlakukan ke *j*.

Untuk mendapatkan statistik uji pengujian hipotesis di atas, misalkan rata-rata gabungan yang ditimbang untuk perlakuan ke *t* sampai dengan ke *s* adalah :

(1) $$\bar{y}_{[t,s]} = (n_t\bar{y}_t + n_{t+1}\bar{y}_{t+1} + \ldots + n_s\bar{y}_{s)})/(n_t + n_{t+1} + \ldots + n_s)$$

dengan $1 \le t < s \le k$

sehingga penaksir *Maximum Likelihood* (*MLE*) untuk $\hat{\mu}_j$ di bawah H_o adalah

(2) $$\hat{\mu}_1 = \hat{\mu}_2 = \ldots = \hat{\mu}_k = \bar{y}_{[1,k]}$$

fungsi likelihood dari rata-rata sampel dengan anggapan independensi antar kelompok (populasi) dan distribusi normal, adalah

$$L = f(\bar{y}_1,\ldots,\bar{y}_t,\bar{y}_{t+1},\ldots,\bar{y}_k) = f(\bar{y}_1)\ldots f(\bar{y}_t)f(\bar{y}_{t+1})\ldots f(\bar{y}_k)$$

di bawah $H_o : \mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_k = \mu$, sehingga

$$L = \left\{\frac{\exp\left[\frac{-n_1(\bar{y}_1-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]}{\sigma\sqrt{2\pi}/\sqrt{n}}\right\}\ldots\left\{\frac{\exp\left[\frac{-n_t(\bar{y}_t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]}{\sigma\sqrt{2\pi}/\sqrt{n}}\right\}\ldots\left\{\frac{\exp\left[\frac{-n_k(\bar{y}_k-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]}{\sigma\sqrt{2\pi}/\sqrt{n}}\right\}$$

$$= \left(\frac{(\sqrt{n})^k}{\sigma^k(2\pi)^{k/2}}\right)\exp\left[\frac{-\sum_{j=1}^{k} n_j(\bar{y}_j-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad \ldots \text{(a)}$$

atau, logaritma dari likelihood persamaan (a) adalah

$$\ln(L) \quad = \quad -\frac{k}{2}\ln\sigma^2 - \frac{k}{2}\ln(2\pi) + \frac{\mathrm{k}}{2}\ln(\mathrm{n}) - \frac{\sum_{j=1}^{k} n_j(\bar{y}_j - \mu)^2}{2\sigma^2} \qquad \ldots \text{ (b)}$$

differensiasi persamaan (b) terhadap μ, diperoleh

$$\frac{d(\ln \mathrm{L})}{\mathrm{d}\mu} \quad = \quad \frac{\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{k}} n_j(\bar{y}_j - \mu)}{\sigma^2}$$

dan solusi untuk $\mu = \hat{\mu}$, adalah

$$\frac{\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{k}} n_j(\bar{y}_j - \hat{\mu})}{\sigma^2} \quad = \quad 0$$

$$\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{k}} n_j(\bar{y}_j - \hat{\mu}) \quad = \quad 0$$

$$\sum_{j=1}^{k} n_j\bar{y}_j - \sum_{j=1}^{k} n_j\hat{\mu} = 0$$

$$\sum_{j=1}^{k} n_j\bar{y}_j = \sum_{j=1}^{k} n_j\hat{\mu}$$

atau ,

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{j=1}^{k} n_j\bar{y}_j}{\sum_{j=1}^{k} n_j} = \bar{y}_{[1,k]}\,.$$

Brunk dan Van Eeden (1957) memperlihatkan bahwa penaksir μ di bawah hipotesis alternatif adalah

$$\hat{\mu}_j = \max_{1\le r\le j}\, \min_{j\le s\le k} \bar{y}_{[r,s]}$$

Terkait dengan penaksir di atas, terdapat beberapa bentuk penaksir *maximum Likelihood* $\hat{\mu}$ di bawah H_1 sesuai dengan kondisi yang berlaku, sebagai berikut :

(i) Jika $\bar{y}_1 \le \bar{y}_2 \le \ldots \le \bar{y}_k$ maka $\hat{\mu}_j = \bar{y}_j$: $j = 1,2, ..., k$

(ii) Jika $\bar{y}_j > \bar{y}_{j+1}$ untuk semua j (j =1, 2,..., k-1) maka $\hat{\mu}_j = \hat{\mu}_{j+1}$ dan rata-rata $\bar{y}_j$ dan $\bar{y}_{j+1}$ dalam barisan itu diganti oleh $\bar{y}_{[j,j+1]}$ sehingga hanya terdapat (k-1) rata-rata ((k-2) diantaranya merupakan rata-rata sampel dan satu sisanya merupakan rata-rata dari dua sampel yang ditimbang).

Nilai dari rata-rata yang ditimbang tadi kemudian dibandingkan dengan $\bar{y}_{j-1}$ dan $\bar{y}_{j+2}$, apabila

(a) $y_{(j,j+1)} > \bar{y}_{j+2}$, ke tiga nilai $\bar{y}_j, \bar{y}_{j+1}$ dan $\bar{y}_{j+2}$ diganti oleh $\bar{y}_{(j,j+2)}$

(b) $\bar{y}_{(j,j+1)} < \bar{y}_{j-1}$, ke tiga nilai $\bar{y}_{j-1}, \bar{y}_j, \bar{y}_{j+1}$ diganti oleh nilai rata-rata $\bar{y}_{(j-1,j+1)}$

(c) $\bar{y}_{j+2} < \bar{y}_{(j,j+1)} < \bar{y}_{j-1}$, pilih salah satu prosedur antara (a) dan (b)

(d) untuk lainnya tidak ada perubahan nilai.

Pekerjaan di atas dikerjakan kembali kepada barisan nilai yang baru demikian seterusnya sampai barisan merupakan satu kumpulan nilai rata-rata. (rata-rata sampel atau rata-rata gabungan ditimbang) yang monoton tidak turun. Jadi untuk setiap *j* penaksir *Maximum Likelihood* $\hat{\mu}_j$ untuk μ_j sama dengan nilai rata-rata dalam kumpulan yang baru.

Untuk lebih jelasnya, misalkan untuk 4 perlakuan (*k*=4) dimana untuk masing-masing perlakuan mempunyai ukuran sampel yang sama, $n_1 = n_2 = n_3 = n_4$ dan nilai rata-rata sampelnya masing-masing sebagai berikut : sampel ke 1 adalah $\bar{y}_1 = 3$, sampel ke 2 adalah $\bar{y}_2 = 2$, sampel ke 3 adalah $\bar{y}_3 = 1$ dan dari sampel ke 4 adalah $\bar{y}_4 = 4$, sehingga untuk contoh ini akan diperoleh barisan rata-rata sebagai berikut :

3 2 1 4

Menurut aturan di atas terlihat bahwa $\bar{y}_2 < \bar{y}_1$, maka kedua nilai tersebut harus digabung dan dicari rata-ratanya yaitu : (3+2)/2 = 2,5. Kemudian kedua rata-rata yang asli diganti oleh rata-rata yang baru, sehingga barisanya akan menjadi :

2,5 2,5 1 4

Pada barisan yang baru, ternyata $\bar{y}_{[1,2]} > \bar{y}_3$, maka kita hitung lagi rata-rata dari ketiga nilai rata-rata yang asli : (3+2+1)/3 = 2, sehingga akan diperoleh rangkaian rata-rata baru sebagai berikut :

2 2 2 4

Karena sudah terurut, maka tidak perlu dilakukan perubahan lagi.

Misalkan proses penggabungan di atas menghasilkan *m* buah estimit yang berbeda yaitu t_1 buah rata-rata pertama , t_2 buah rata-rata kedua dan terakhir t_m buah rata-rata dengan $t_j > 0$, $t_1 + t_2 + ... + t_m = k$ dan jika dimisalkan :

$$\tau_0 = 0$$

$$\tau_j = t_1 + t_2 + ... + t_j (j = 1,2,...,m)$$

$$\tau_m = k$$

maka

$$\hat{\mu}_{\tau_j+1} = \hat{\mu}_{\tau_j+2} = ... = \hat{\mu}_{\tau_{i+1}} = \bar{y}_{[\tau_j+1,\tau_{j+1}]} \quad ; \quad j = (1,2,...,m-1)$$

Kembali kepada contoh di atas, proses penggabungan menghasilkan $m = 2$ buah estimit yang berbeda yaitu t_1 = tiga buah rata-rata pertama dengan nilai rata-rata sama dengan 2 dan t_2 = sebuah rata-rata kedua dengan nilai rata-rata sama dengan 4.

Untuk pembahasan selanjutnya, misalkan m buah estimit tersebut dinyatakan sebagai $\bar{y}_{[t_j]}$; $j = 1,2,..., m$ dengan $\bar{y}_{[t_j]} = \bar{y}_{[\tau_{j-1}+1,\tau_j]}$ dan ukuran sampel dari t_j buah rata-rata dalam $\bar{y}_{[t_j]}$ dinyatakan sebagai $N_{[t_j]}$

Dalil : Bartholomew dan Chacko (1959)

Statistik uji melalui *Likelihood Ratio Test (LRT)* adalah :

(3) $$T_k = \sum_{j=1}^{k} n_j [\hat{\mu}_j - \bar{y}_{[1,k]}]^2 / s_o^2 = \sum_{j=1}^{m} N_{[t_j]} [\bar{y}_{[t_j]} - \bar{y}_{[1,k]}]^2 / s_0^2$$

dengan

(4) $$s_0^2 = \sum_{j=1}^{k} n_j [\bar{y}_j - \bar{y}_{[1,k]}]^2 + \sum_{j=1}^{k} n_j s_j^2$$

Uji dengan daerah kritis $T_k \geq C$, dengan C ditentukan melalui

(5) $$\alpha = \sum_{m=2}^{k} p_{m,k} P\left[\beta_{[(m-1)/2,(n-m)/2]} \geq C\right]$$

Dalam perhitungan peluang kekeliruan tipe I, peluang $p_{m,k}$ merupakan peluang dengan bentuk persamaan sebagai berikut :

Dalil : (Chacko 1959)

$$p_{m,k} = \sum \prod_{j=1}^{k} j^{-\beta_j} \left(\beta_j !\right)^{-1}$$

$$\sum_{m=1}^{k} p_{m,k} = 1$$

dengan

β_j menyatakan banyaknya estimit yang diperoleh dengan menggabungkan j buah rata-rata sampel.

$0 \leq \beta_j \leq [k/j]$,

$[k/j]$ adalah bilangan bulat terbesar yang lebih kecil dari pembagian k/j dan

$$\sum_{j=1}^{k} \beta_j = m$$

$$\sum_{j=1}^{k} j\beta_j = k$$

Variat $\beta_{[m-1)/2,(n-m)/2]}$ dalam persamaan (5) berdistribusi Beta dengan parameter (m-1)/2 dan (n-m)/2. Apabila σ^2 diketahui , statistik uji di atas diperoleh dengan mengganti s_0^2 oleh σ^2 dalam T_k dan distribusi Beta oleh Distribusi χ^2 dengan dk = m-1 (Chacko, 1963)

Kembali untuk contoh yang telah disampaikan sebelumnya, telah diperoleh urutan rata-rata 2 2 2 4 , sehingga $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 = 1$ dan $\beta_4 = 0$

dan $$\sum_{j=1}^{4} \beta_j = 1 + 0 + 1 + 0$$

$$= 2$$

atau $m = 2$

dan $$\sum_{j=1}^{k} j\beta_j = (1)(1) + (2)(0) + (3)(1) + (4)(0)$$

$$= 4$$

atau $k = 4$.

Nilai $p_{m,k}$ untuk $m = 1,2,...,10$ dan $k = 3,4,...,10$ diperlihatkan dalam tabel di bawah ini :

Tabel 2 :

Nilai-nilai $p_{m,k}$

m	k							
	3	4	5	6	7	8	9	10
1	.33333	.25000	.20000	.16667	.14286	.12500	.11111	.10000
2	.50000	.45833	.41667	.38056	.35000	.32411	.30198	.28290
3	.16667	.25000	.29167	.31250	.32222	.32569	.32552	.32317
4		.04167	.08333	.11805	.14583	.16788	.18542	.19943
5			.00833	.02083	.34722	.04861	.06186	.07422
6				.00139	.00417	.00799	.01250	.01743
7					.00020	.00069	.00151	.00260
8						.00003	.00010	.00024
9							.00000	.00001
10								.00000

Nilai-nilai dalam tabel di atas memperlihatkan nilai peluang $p_{m,k}$. Sebagai contoh untuk m = 1 dan k = 3 diperoleh nilai $p_{1,3}$ = 0,3333.

6. Membandingkan Tingkat Kebocoran di Daerah Dinding Gingival Menggunakan Tiga Macam Bahan Tambalan Sementara

6.1 Disain Penelitian dan Hipotesis

Untuk mengetahui sampai seberapa besar tingkat kebocoran pada daerah dinding gingival gigi setelah memperoleh tambalan sementara dengan tiga macam bahan tambalan yang berbeda telah dilakukan penelitian sebagai berikut : 15 gigi molar pertama rahang atas dibagi atas tiga kelompok masing-masing lima gigi. Masing-masing kelompok akan memperoleh perlakuan dengan menggunakan bahan tambalan yang berbeda, yaitu kelompok I dengan bahan tambalan CAV (Cavit G), kelompok II dengan SF (Sulfate Cement) dan kelompok III dengan ZOE (Zinc Oxide Eugenol) . Dengan demikian model eksperimen/percobaan akan berbentuk Eksperimen Acak Sempurna dengan 5 replikasi untuk tiap kelompok. Variabel yang menjadi obyek penelitian terdiri atas : adanya kebocoran yang diukur berdasarkan jarak penetrasi (dlm mm)

Ingin diketahui apakah terdapat efek yang berarti dari pemberian CAV, SF dan ZOE dilihat dari adanya penetrasi/kebocoran ?

Hipotesis statistiknya sebagai berikut :

Ho : $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$: Tidak terdapat perbedaan efek diantara ketiga macam bahan tambalan yang berbeda

melawan

H_1 : $\mu_1 \leq \mu_2 \leq \mu_3$: (terdapat urutan perbedaan efek)

6.2 Data Hasil Penelitian

Data dalam Tabel 3 adalah hasil penelitian Aznur (2007) yang menunjukkan kebocoran tambalan yang diukur dalam mm setelah diberikan pewarnaan :

Tabel 3 :

Penetrasi/Kebocoran Tambalan

(dlm mm)

Type Semen		
CAV (Caviton)	SF (Fletcher)	ZOE (Zinc)
0.431	1.076	1.441
0.437	1.360	1.556
0.445	1.579	2.153
1.364	1.818	2.789
1.831	1.857	2.930

Selanjutnya dari data dalam Tabel 3, dihitung statistiknya sehingga diperoleh hasil seperti pada tabel berikut ini :

Tabel 4 :

Statistik Penetrasi/Kebocoran Tambalan

(dlm mm)

Type Semen				
No	CAV (Caviton)	SF (Fletcher)	ZOE (Zinc)	Keseluruhan
1	0.431	1.076	1.441	
2	0.437	1.360	1.556	
3	0.445	1.579	2.153	
4	1.364	1.818	2.789	
5	1.831	1.857	2.930	
Jumlah	4.508	7.691	10.869	
Rata-rata	0,902	1.538	2.174	1.539
Std	0.6564	0.3267	0.6836	0.759
Var	0.4309	0.1067	0.4673	0.576
N	5	5	5	15

Dari Tabel 4 di atas diperoleh nilai rata-rata tiap perlakuan sebagai berikut :

$\overline{y}_1 =$ Rata-rata penetrasi dengan semen Caviton = 0,902 mm

$\overline{y}_2 =$ Rata-rata penetrasi dengan semen Fletcher = 1,538 mm

$\bar{y}_3 =$ rata-rata penetrasi dengan semen Zinc = 2,174 mm

Kalau kita urutkan rata-rata yang diperoleh akan memperlihatkan barisan yang sesuai yaitu :

0,902 < 1,538 < 2,174

atau

$\bar{y}_1 < \bar{y}_2 < \bar{y}_3$

berarti $\beta_1 = 3$, $\beta_2 = 0$, $\beta_3 = 0$, $m = 3$ dan $k = 3$ **,** sehingga langkah selanjutnya dapat dihitung nilai

$$s_0^2 = \sum_{j=1}^{k} n_j (\bar{y}_j - \bar{y}_{[1,k]})^2 + \sum_{j=1}^{k} n_j s_j^2$$

$$s_0^2 = 5(0{,}902\text{-}1{,}539)^2+5(1{,}538\text{-}1{,}539)^2+5(2{,}174\text{-}1{,}539)^2+5(0{,}4309)^2+ 5(0{,}1067)^2+5(0{,}4673)^2$$

$$= 9{,}5225$$

$$T_k = \sum_{j=1}^{k} n_j (\hat{\mu}_j - \bar{y}_{[1,k]})^2 / s_o^2 = \sum_{i=1}^{m} N_{[t_i]} (\bar{y}_{[t\ ]} - \bar{y}_{[1,k]})^2 / s_o^2$$

$$= [\ 5(0{,}902\text{-}1{,}539)^2+5(1{,}538\text{-}1{,}539)^2+5(2{,}174\text{-}1{,}539)^2\ ]/[12{,}3784]$$

$$= 4{,}0449/9{,}5225$$

$$= 0{,}4248$$

dan peluang kekeliruan tipe I adalah

$$\alpha = \sum_{m=2}^{k} p_{m,k} P\left[\beta_{[(m-1)/2,(N-m)/2]} \geq C\right]$$

$$= p_{23}\ \mathrm{P}(\beta_{0,5;6,5} \geq C) \ + \ p_{33}\ \mathrm{P}(\beta_{1;6} \geq C)$$

$$= 0{,}5 \times \mathrm{P}(\beta_{0,5;6,5} \geq C) + 0{,}1667 \times \mathrm{P}(\beta_{1;6} \geq C)$$

Untuk $\alpha = 0{,}05$ akan diperoleh nilai $C = 0{,}001$ (Lihat Lampiran 1)

Tolak Ho jika nilai $T_k \geq C$, dari hasil perhitungan $T_k = 0{,}4248 > C = 0{,}001$ ini menunjukkan hasil pengujian yang signifikan. (Pengecekan asumsi yang disyaratkan yaitu kenormalan dan homogenitas varians diperlihatkan dalam Lampiran 2 dan 3).

7. Kesimpulan

Untuk mengetahui perlakukan mana diantara ketiga perlakukan yang diberikan memberikan efek yang paling baik , perhatikan kembali rata-rata kedalaman penetrasi (kebocoran) tambalan,

$\bar{y}_1 =$ Rata-rata penetrasi dengan semen Caviton = 0,902 mm

$\bar{y}_2 =$ Rata-rata penetrasi dengan semen Fletcher = 1,538 mm

$\bar{y}_3 =$ rata-rata penetrasi dengan semen Zinc = 2,174 mm.

Ternyata pemakaian semen Caviton memberikan kedalaman kebocoran yang paling rendah, atau dapat dikatakan Cemen Caviton lebih baik dari dua macam semen lainnya.

8. Daftar Pustaka

1. Barlow, R.E., Bartholomew, D.J., Bremmer, J. M. and Brunk, H. D.,1972., *Statistical Inference Under Order Restrictions*, Wiley, New York.
2. Bartholomew, D.J., 1959, A test of homogeneity for oldered alternatives , *Biometrika* 46 328-335.
3. Brunk,H.D. (1955) , Maximum Lilelihood estimates of monotone parameters., *Ann. Math.Statist.* No 26, Hal 607-616
4. Brunk,H.D. (1958) , On Te Estimation of parameters restricted by inequalities., *Ann. Math.Statist.* No 29, Hal 437-454
5. Chacko, V.J., 1959, *Testing Homogeneity against oldered alternatives*. Ph.D. thesis, Univ. of California, Berkeley.
6. Chacko, V,J. , 1963, Testing Homogeneity agains ordered alternatives, *Ann. Math.Statist*. Vol.34 Hal 945-956.
7. Conover,W.J., 1973, *Practical Nonparametric Statistics*, John Wiley & Sons, Inc.
8. Gibbons, 1971, *Nonparametric Statistical Inference*, McGraw-Hill Kogakusha, Ltd, Tokyo, hal 198-201.
9. Ingle, J.I., *et. al.* ,2002. *Temporary Coronal Filling Material. Dalam Endodontics*. 5th ed. (Ingle & Backland ed.) Decker. Inc. : 649-52
10. Kazemi RB, Safavi KE., Spangberg LSW., 1994, Assessment of Marginal Stability and Permeability of Interim Restorative Endodontic Material, *Oral Surg Oral Med Oral Pathol* 78 ; 788-96
11. Laili, A., 2007, *Perbedaan Tingkat kebocoran Pada Kavitas Klas II Daerah Dinding Gingival dari tiga Bahan Tambalan Sementara*, FKG UNPAD, Bandung
12. Lehmann. E.l., D'Abrera. H.J.M., 1975, *Nonparametrics, Statistical Methods Based on Ranks*, McDraw-Hill, New York.
13. Madison S dan Anderson RW. 1992. *Medications and Temporaries in EndodonticTreatment*. Dent Clint North Am : 36(2) : 343-56

14. Mendenhall, W., Scheaffer, R.L., Wackerly, D.D., 1986, *Mathematical Statistics with Applications*, Thirt Edition, PWS Publishers, Duxbury Press, Boston.
15. Montgomery, C,D, 2001, *Design and Analysis of Experiments*, 5 th Edition, John Wiley & Sons, Inc, New York.
16. Nuryanti., 2005. *Pengaruh ChKM Yang Digunakan Dalam Perawatan SaluranAkar Terhadap Kerapatan Dua Bahan Tumpat Sementara Yang Berbahan DasarZinc Oxide, Eksperimental Laboratorik*, Jakarta, FKG Universitas Indonesia
17. Parsons.L.V., 1967, A Note on Te Exact Distribution of A Nonparametric Test Statistic for Ordered Alternatives, *The Annals of Statistics*, Vol 7, No. 2, Hal 454-458.
18. Rulianto M.1985. *Kebocoran Tepi Zinc Oxide-Eugenol, Fletcher dan Cavit Sebagai Bahan Tumpatan Sementara dalam Kumpan*, Naskah Kongres NasionalXVI PDGI : 27-33
19. Shorack, G.R, 1967, Testing against ordered alternatives in model I analysis of variance; normal theory and nonparametric, *Ann. Math. Statistics*, Vol. 38, Hal 1740-1753.
20. Sudjana, 2002, *Desain Dan Analisis Eksperimen*, Edisi IV, Tarsito, Bandung, Hal 30-40.
21. Sukmasari S. 1991. *Tambalan Sementara Di Bidang Konservasi Gigi. Tinjauan Pustaka*. Bandung, FKG UNPAD.
22. Swanson K dan Madison S., 1987, An Evalution of Coronal Microleakage in Endodontically Treated Teeth. Part I Time Periods., *Journal of Endodontics* 13 : 56-59.
23. Van Eeden, C., 1957., Maximum Lilkelihood estimation of partially or completely ordered parameters., *Indag.Math. 19* Hal 128-211.
24. Wardarma N. 2001. *Pengaruh Rasio Oksida Seng dan Eugenol*. Laporan Penelitian, Jakarta , FKG Universitas Indonesia.
25. Zmener O., Odont, Banegas G., Paneijer CH., 2004, Coronal Microleakage of Three Temporary Restorative Material : An In Vito Study., *J. Endo* 30(8) : 582-84

10. Lampiran

Lampiran 1

Nilai *C* pada Distribusi Beta

Dengan $p_{2,3}$ = 0,5 dan $p_{3,3}$ = 0,1667 , *m* = 3 , *k* = 3 , *n* = 15

$$\alpha = \sum_{m=2}^{k} p_{m,k} P\left[\beta_{[(m-1)/2,(n-m)/2]} \geq C\right]$$

	$p_{2,3}$ = 0.5			$p_{3,3}$ = 0,1667				
C	*alpha*	*Beta*	*P(Beta)*	*C*	*alpha*	*Beta*	*P(Beta)*	*Taraf Sign*
0.00073	0.5	6.5	0.076146	*0.00073*	1	6	0.004372	0.038802
0.00074	0.5	6.5	0.076665	*0.00074*	1	6	0.004432	0.039071
0.00075	0.5	6.5	0.077179	*0.00075*	1	6	0.004492	0.039338
0.00076	0.5	6.5	0.077691	*0.00076*	1	6	0.004551	0.039604
0.00077	0.5	6.5	0.078199	*0.00077*	1	6	0.004611	0.039868
0.00078	0.5	6.5	0.078704	*0.00078*	1	6	0.004671	0.040130
0.00079	0.5	6.5	0.079205	*0.00079*	1	6	0.004731	0.040391
0.0008	0.5	6.5	0.079703	0.0008	1	6	0.00479	0.040650
0.0009	0.5	6.5	0.084523	0.0009	1	6	0.005388	0.043159
0.001	0.5	6.5	0.089078	0.001	1	6	0.005985	0.045537
0.002	0.5	6.5	0.125745	0.002	1	6	0.01194	0.064863
0.003	0.5	6.5	0.153725	0.003	1	6	0.017866	0.079840
0.004	0.5	6.5	0.177182	0.004	1	6	0.023761	0.092552
0.005	0.5	6.5	0.197734	0.005	1	6	0.029627	0.103806
0.006	0.5	6.5	0.216212	0.006	1	6	0.035464	0.114018
0.007	0.5	6.5	0.233110	0.007	1	6	0.041272	0.123435
0.008	0.5	6.5	0.248751	0.008	1	6	0.04705	0.132219
0.009	0.5	6.5	0.263361	0.009	1	6	0.052799	0.140482
0.01	0.5	6.5	0.277103	0.01	1	6	0.05852	0.148307
0.011	0.5	6.5	0.2901	0.011	1	6	0.064211	0.155754
0.012	0.5	6.5	0.30245	0.012	1	6	0.069874	0.162873
0.013	0.5	6.5	0.31423	0.013	1	6	0.075509	0.169702
0.014	0.5	6.5	0.325502	0.014	1	6	0.081114	0.176273
0.015	0.5	6.5	0.336317	0.015	1	6	0.086692	0.18261
0.016	0.5	6.5	0.346719	0.016	1	6	0.092241	0.188736
0.017	0.5	6.5	0.356745	0.017	1	6	0.097762	0.194669
0.018	0.5	6.5	0.366425	0.018	1	6	0.103255	0.200425
0.019	0.5	6.5	0.375788	0.019	1	6	0.10872	0.206018
0.02	0.5	6.5	0.384856	0.02	1	6	0.114158	0.211458
0.021	0.5	6.5	0.393651	0.021	1	6	0.119567	0.216757
0.022	0.5	6.5	0.40219	0.022	1	6	0.124949	0.221924
0.023	0.5	6.5	0.410491	0.023	1	6	0.130304	0.226967
0.024	0.5	6.5	0.418568	0.024	1	6	0.135632	0.231894
0.025	0.5	6.5	0.426434	0.025	1	6	0.140932	0.23671

Lampiran 2 :
Uji Normalitas Kekeliruan
Untuk Tiga Macam Pemakaian Tambalan Sementara
(CAV, SF, dan ZOE)

	Error				
	CAV - SF -ZOE	Z_i	$F(Z_i)$	$S(Z_i)$	$F(Z_i)$ -$S(Z_i)$
	0.0208	-1.67867	0.04661	0.0666667	-0.020058
	0.0410	-1.60035	0.05476	0.1333333	-0.078572
	0.1780	-1.06917	0.1425	0.2000000	-0.057504
	0.2800	-0.6737	0.25025	0.2666667	-0.016416
	0.3190	-0.52249	0.30066	0.3333333	-0.032669
	0.4566	0.01101	0.50439	0.4000000	0.104393
	0.4620	0.03195	0.51274	0.4666667	0.046077
	0.4624	0.0335	0.51336	0.5333333	-0.019972
	0.4646	0.04203	0.51676	0.6000000	-0.083238
	0.4706	0.06529	0.52603	0.6666667	-0.140637
	0.6152	0.62593	0.73432	0.7333333	0.000987
	0.6178	0.63601	0.73762	0.8000000	-0.062384
	0.7328	1.08189	0.86035	0.8666667	-0.006318
	0.7562	1.17262	0.87952	0.9333333	-0.053808
	0.9294	1.84414	0.96742	1.0000000	-0.032581
Rata2	0.45376			L_o Max	0.104393
Std	0.25791914				
n	15			L tabel :	
				1%	0.257
				5%	0.22
				Sifat	Non-sign
				Ket	Normal

Lampiran 3 :
Uji Homogenitas Varians (*Uji Bartlett*)
Untuk Tiga Macam Perlakuan (Caviton, Fletcer dan Zinc)

Semen	dk	1/dk	s_i^2	log s_i^2	(dk)log s_i^2
Caviton	4	0.25	0.4308	-0.3657	-1.4627
Fletcer	4	0.25	0.1067	-0.9717	-3.8867
Zinc	4	0.25	0.4674	-0.3304	-1.3214
Jumlah	12	0.75	-	-	-6.6708

Varians gabungan = 0.3350
Log varians gab = -0.4750
Nilai B = -5.6997
Chi kuadrat = 2.2359
Chi kuadrat tabel :
dk = 2 0.01 = 11.3
0.05 = 7.81
Sifat uji : Non-Sign
Ket : Homogenitas Varians dipenuhi