

## BAB III

### TEOREMA KARAKTERISASI DISTRIBUSI POISSON

Sebelum penulis mengembangkan teorema karakterisasi poisson dengan mengasumsikan kedua peubah acak tersebut berdistribusi poisson untuk melihat kaitan antara peluang A dan B seri terhadap banyaknya jumlah skor yang diperoleh masing-masing tim. Penulis terlebih dahulu akan menjabarkan teorema karakterisasi distribusi *Poisson*

#### 3.1 Teorema Karakterisasi Distribusi Poisson

**Teorema 3.1.1** (Tanaka ; Integral vol.6 no.1, april 2001)

1. Jika  $N_A(\lambda)$  suatu peubah acak berdistribusi *poisson* dengan rata-rata  $\lambda \geq 0$  dan  $Y_B$  peubah acak bernilai bilangan bulat non-negatif yang saling bebas dengan  $X_A(\lambda)$ , maka akan berlaku :

$$\frac{d}{d\lambda} P[N_A(\lambda) > M_B] = P[N_A(\lambda) = M_B] \quad (3-1)$$

2. Sebaliknya misalkan  $N_A(\lambda)$  merupakan suatu peubah acak bernilai bilangan bulat non-negatif yang memiliki rata-rata  $\lambda \geq 0$  dengan  $p_n(\lambda) = P[N_A(\lambda) = n]$  yang dapat diturunkan terhadap  $\lambda$  dan  $Y_B$  suatu peubah acak bernilai bilangan bulat non-negatif yang saling bebas dengan  $N_A(\lambda)$ . Jika (3-1) dipenuhi untuk semua peubah acak  $Y_B$  maka  $N_A(\lambda)$  berdistribusi *Poisson*.

*bukti 1 :*

Mis.  $A = \{(a_1, c_1), (a_2, c_2), (a_3, c_3), \dots, (a_i, c_i)\}$  dan  $B = \{(b_1, d_1), (b_2, d_2), (b_3, d_3), \dots, (b_i, d_i)\}$  adalah himpunan skor hasil pertandingan tim A dan tim B melawan tim-tim lain yang tak berhingga banyaknya. Jika  $a_i$  dan  $b_i$  adalah skor tim A dan tim B, sedangkan  $c_i$  dan  $d_i$  adalah skor tim-tim lain, maka tim A dan tim B dikatakan memenangkan pertandingan apabila  $(a_i > c_i)$  dan  $(b_i > d_i)$ . Apabila  $N_A(\lambda)$  dan  $M_B$  adalah suatu peubah acak diskrit yang menunjukkan banyaknya gol dari tiap pertandingan yang dimenangkan oleh tim A

dan tim B dengan nilai  $n_1, n_2, \dots, n_i$  dan  $m_1, m_2, \dots, m_i$  maka untuk setiap  $n_i = 0, 1, 2, \dots$  mempunyai nilai peluang sebesar  $P(N_A(\lambda) = n_i)$  dan untuk setiap  $m_i = 0, 1, 2, \dots$  mempunyai nilai peluang sebesar  $P(M_B = m_i)$ , jadi distribusi peluang  $N_A(\lambda)$  untuk setiap  $n_i = 0, 1, 2, \dots$  adalah

$((n=0, P(N_A(\lambda)=0)), (n=1, P(N_A(\lambda)=1)), \dots, (n=x, P(N_A(\lambda)=x)), \dots, (n=\infty, P(N_A(\lambda)=\infty)))$   
 , sedangkan distribusi peluang  $M_B$  untuk setiap  $m_i = 1, 2, \dots$  adalah  
 $((m=0, P(M_B=0)), (m=1, P(M_B=1)), \dots, (m=y, P(M_B=y)), \dots, (m=\infty, P(M_B=\infty)))$

Diketahui bahwa  $N_A(\lambda)$  berdistribusi *Poisson* dengan  $p_n(\lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!}$  dan  $M_B$  peubah acak bernilai bilangan bulat non-negatif  $q_m$ . Karena  $N_A(\lambda)$  dan  $M_B$  saling bebas, maka fungsi peluang gabungan  $N_A(\lambda)$  dan  $M_B$  adalah

$$P(M_B, N_A(\lambda)) = q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} ; m = 0, 1, 2, \dots \text{ dan } n = 0, 1, 2, \dots$$

$$= 0 ; n, m \text{ lainnya}$$

Misalkan  $P(M_B = y, N_A(\lambda) = x)$ , apabila  $x = y$ , maka

$$P(M_B = N_A(\lambda)) = P(M_B \geq y, N_A(\lambda) \geq x)$$

Jadi, ruas kanan dari (3-1) adalah

$$P(M_B = N_A(\lambda)) = P(M_B \geq 0, N_A(\lambda) \geq 0) = \sum_{m=0}^{\infty} \sum_{n=0}^{\infty} q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!}$$

$$P(M_B = N_A(\lambda)) = \sum_{m=0}^{\infty} \left( q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^0}{0!} + q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^1}{1!} + q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^2}{2!} + \dots \right)$$

$$P(M_B = N_A(\lambda)) = \sum_{m=0}^{\infty} \left( q_m \left( \frac{e^{-\lambda} \lambda^0}{0!} + \frac{e^{-\lambda} \lambda^1}{1!} + \frac{e^{-\lambda} \lambda^2}{2!} + \dots \right) \right)$$

$$P(M_B = N_A(\lambda)) = \sum_{m=0}^{\infty} q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^m}{m!}$$

Jika  $x > y$  ekuivalen dengan  $x = y + 1$ , maka

$$P(N_A(\lambda) > M_B) = P(M_B \geq y, N_A(\lambda) \geq y + 1) = \sum_{m=y}^{\infty} \sum_{n=y+1}^{\infty} q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!}$$

$$P(N_A(\lambda) > M_B) = P(M_B \geq y, N_A(\lambda) \geq y + 1) = \sum_{m=y+1}^{\infty} \sum_{n=y+1}^{\infty} q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!}$$

Akibatnya, ruas kiri dari (3-1) menjadi

$$\frac{d}{d\lambda} P(N_A(\lambda) > M_B) = \frac{d}{d\lambda} \left( \sum_{m=y+1}^{\infty} \sum_{n=y+1}^{\infty} q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \right)$$

$$\frac{d}{d\lambda} P(N_A(\lambda) > M_B) = \frac{d}{d\lambda} \left( \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} \frac{d}{d\lambda} \left( \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} \frac{1}{n!} \left( \frac{d}{d\lambda} (e^{-\lambda} \lambda^n) \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} \frac{1}{n!} (n \lambda^{n-1} e^{-\lambda} - \lambda^n e^{-\lambda}) \right)$$

$$= \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} \frac{1}{n!} e^{-\lambda} \lambda^n \left( \frac{n}{\lambda} - 1 \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} e^{-\lambda} \lambda^n \left( \frac{n}{\lambda n!} - \frac{1}{n!} \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} e^{-\lambda} \lambda^n \left( \frac{n \cdot n! - \lambda n!}{\lambda \cdot n! \cdot n!} \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} e^{-\lambda} \lambda^n \left( \frac{n - \lambda}{\lambda n!} \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y+1}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} e^{-\lambda} \lambda^n \left( \frac{n}{\lambda \cdot n \cdot (n-1)!} - \frac{\lambda}{\lambda n!} \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y=0}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} e^{-\lambda} \lambda^n \left( \frac{1}{\lambda \cdot (n-1)!} - \frac{1}{n!} \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y=0}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} e^{-\lambda} \left( \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} - \frac{1}{n!} \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y=0}^{\infty} \left( q_m \left( \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=y+1}^k e^{-\lambda} \left( \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} - \frac{1}{n!} \right) \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y=0}^{\infty} \left( q_m \left( \underbrace{\lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=y+1}^k e^{-\lambda} \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!}}_{S_1} + \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=y+1}^k \left( -e^{-\lambda} \frac{1}{n!} \right) \right) \right)$$

Karena  $S_2 = \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=y+1}^k \left( -e^{-\lambda} \frac{1}{n!} \right) = 0$  maka  $S_2$  adalah barisan yang konvergen

Apabila  $S_1 = \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_{n=y+1}^k e^{-\lambda} \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{n=y+1}^k \frac{n e^{-\lambda} \lambda^n}{\lambda \underbrace{n!}_{p_n}}$ , maka

$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{n=y+1}^k np_n(\lambda) \frac{1}{\lambda} \neq 0$  berarti  $S_1$  adalah barisan yang divergen.

$$= \sum_{m=y=0}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=y+1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} \right)$$

$$= \sum_{m=y=0}^{\infty} \left( q_m \left( \frac{e^{-\lambda} \lambda^0}{0!} + \frac{e^{-\lambda} \lambda^1}{1!} + \frac{e^{-\lambda} \lambda^2}{2!} + \dots \right) \right)$$

$$= \sum_{m=y=0}^{\infty} \left( q_y \left( \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{(y)!} \right) \right)$$

$$\boxed{= \sum_{m=0}^{\infty} \left( q_m \frac{e^{-\lambda} \lambda^m}{m!} \right)}$$

Karena ruas kanan dan ruas kiri identik maka (3-1) terbukti.

Bukti 2 :

Diasumsikan bahwa  $N_A(\lambda)$  merupakan suatu peubah acak bernilai bilangan bulat non-negatif dengan rerata  $\lambda$ . Untuk membuktikan bahwa  $N_A(\lambda)$  merupakan suatu peubah acak berdistribusi *Poisson* dengan rerata  $\lambda$ , dimulai dengan kenyataan bahwa,

$$P(N_A(\lambda) > M_B) = 1 - (P(N_A(\lambda) \leq M_B)) \quad (3-3)$$

Jika  $x < y$ , maka  $P(N_A(\lambda) \leq M_B) = P(M_B \geq y, N_A(\lambda) \leq y)$

Akibatnya, ruas kiri dari (3-1) menjadi

$$\begin{aligned} \frac{d}{d\lambda} P(N_A(\lambda) > M_B) &= \frac{d}{d\lambda} (1 - P(N_A(\lambda) \leq M_B)) \\ \frac{d}{d\lambda} (1 - P(N_A(\lambda) \leq M_B)) &= \frac{d}{d\lambda} \left( 1 - \sum_{m=y}^{\infty} \sum_{n=0}^y q_m p_n(\lambda) \right) \\ &= \frac{d}{d\lambda} \left( 1 - \sum_{m=y}^{\infty} \left( q_y \sum_{n=0}^m p_x(\lambda) \right) \right) \\ &= - \sum_{m=y}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=0}^m \frac{d}{d\lambda} (p_x(\lambda)) \right) \\ &= - \sum_{m=y}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=0}^y p'_x(\lambda) \right) \\ &= - \sum_{m=0}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=0}^m p'_n(\lambda) \right) \end{aligned} \quad (3-4)$$

sedangkan ruas kanan dari (3-1) adalah :

$$= \sum_{m=0}^{\infty} q_m p_m(\lambda) \quad (3-5)$$

berdasarkan (3-4) dan (3-5) didapatkan :

$$- \sum_{m=0}^{\infty} q_m p_m = \sum_{m=y}^{\infty} \left( q_m \sum_{n=0}^y p'_n(\lambda) \right)$$

$$-q_0 p_0(\lambda) - q_1 p_1(\lambda) - \dots - q_m p_m(\lambda) = q_0(p_0'(\lambda)) + q_1(p_0'(\lambda) + p_1'(\lambda)) + \dots + q_m(p_0'(\lambda) + p_1'(\lambda) + \dots + p_m'(\lambda))$$

diperoleh,

$$-q_0 p_0 = q_0(p_0'(\lambda))$$

$$-q_1 p_1 = q_1(p_0'(\lambda) + p_1'(\lambda))$$

$$-q_m p_m = q_m(p_0'(\lambda) + p_1'(\lambda) + \dots + p_m'(\lambda))$$

jadi,

$$\sum_{n=0}^m p_n'(\lambda) = -p_n(\lambda) \quad (3-6)$$

jika  $m = 0$  maka,

$$p_0'(\lambda) = -p_0(\lambda) \quad (3-7)$$

Berdasarkan (3-6) dan (3-7) didapat :

Untuk  $m = 1$

$$p_0'(\lambda) + p_1'(\lambda) = -p_1(\lambda)$$

$$p_1'(\lambda) = -p_1(\lambda) + p_0(\lambda)$$

Untuk  $m = 2$

$$p_0'(\lambda) + p_1'(\lambda) + p_2'(\lambda) = -p_2(\lambda)$$

$$-p_0(\lambda) - p_1(\lambda) + p_0(\lambda) + p_2'(\lambda) = -p_2(\lambda)$$

$$p_2'(\lambda) = -p_2(\lambda) + p_1(\lambda)$$

Sehingga untuk  $m$  sembarang diperoleh :

$$p_m'(\lambda) = -p_m(\lambda) + p_{m-1}(\lambda) \quad \forall m = 1, 2, \dots \quad (3-8)$$

Bukti kebenaran persamaan (3-8) dapat ditunjukkan dengan menggunakan prinsip induksi matematika, yaitu :

Dari persamaan (3-8) untuk  $m = 1$ , diperoleh :

$$p'_1(\lambda) = -p_1(\lambda) + p_0(\lambda)$$

Jadi pernyataan (3-8) benar untuk  $m = 1$

Misalkan pernyataan (3-8) benar untuk  $m = k$

$$\text{Maka } p'_k(\lambda) = -p_k(\lambda) + p_{k-1}(\lambda)$$

Akan dibuktikan untuk  $m = k + 1$  berlaku :  $p'_{k+1}(\lambda) = -p_{k+1}(\lambda) + p_k(\lambda)$

$$\text{Perhatikan : } p'_k(\lambda) = -p_k(\lambda) + p_{k-1}(\lambda)$$

Karena  $p'_0(\lambda) + p'_1(\lambda) + \dots + p'_k(\lambda) = -p_k(\lambda)$ , maka :

$$p'_k(\lambda) = [p'_0(\lambda) + p'_1(\lambda) + \dots + p'_k(\lambda)] + p_{k-1}(\lambda)$$

Kemudian kedua ruas ditambahkan  $p'_{k+1}(\lambda)$  diperoleh :

$$p'_k(\lambda) + p'_{k+1}(\lambda) = [p'_0(\lambda) + p'_1(\lambda) + \dots + p'_k(\lambda)] + p_{k-1}(\lambda) + p'_{k+1}(\lambda)$$

$$p'_k(\lambda) + p'_{k+1}(\lambda) = [p'_0(\lambda) + p'_1(\lambda) + \dots + p'_k(\lambda) + p'_{k+1}(\lambda)] + p_{k-1}(\lambda)$$

karena  $p'_0(\lambda) + p'_1(\lambda) + \dots + p'_k(\lambda) + p'_{k+1}(\lambda) = -p_{k+1}(\lambda)$ , maka :

$$p'_k(\lambda) + p'_{k+1}(\lambda) = -p_{k+1}(\lambda) + p_{k-1}(\lambda)$$

$$p_{k+1}(\lambda) = -p_{k+1}(\lambda) + [p_{k-1}(\lambda) - p'_k(\lambda)]$$

karena  $p_{k-1}(\lambda) - p'_k(\lambda) = p_k(\lambda)$ , maka :

$$p'_{k+1}(\lambda) = -p_{k+1}(\lambda) + p_k(\lambda)$$

jadi, terbukti bahwa  $p'_m(\lambda) = -p_m(\lambda) + p_{m-1}(\lambda) \quad \forall m = 1, 2, 3, \dots$

Bentuk (3-7) dan (3-8) merupakan persamaan diferensial linear.

Karena  $\lambda$  merupakan rerata dari  $X_A(\lambda)$  maka,  $E(m) = \mu = \sum_{m=0}^{\infty} mp_m = \lambda$

Sehingga pada  $\lambda = 0$  diperoleh :

$$E(m) = \sum_{m=0}^{\infty} mp_m(0) = 0p_0(0) + 1p_1(0) + 2p_2(0) + \dots = 0 \quad (*)$$

dan

$$\sum_{m=0}^{\infty} p_m(0) = p_0(0) + p_1(0) + p_2(0) + \dots = 1 \quad (**)$$

Sehingga solusi dari (\*) dan (\*\*) adalah :

$$p_0(0) = 1 \text{ dan } p_1(0) = p_2(0) = p_3(0) = \dots = 0 \quad (3-9)$$

$$\text{jadi, } p_0(0) = 1; p_m(0) = 0 \quad \forall m = 1, 2, 3, \dots \quad (3-10)$$

Solusi umum dari (3-9) dan (3-10) adalah sebagai berikut :

$$p'_m(\lambda) = -p_m(\lambda) + p_{m-1}(\lambda)$$

$$p'_m(\lambda) + p_m(\lambda) = p_{m-1}(\lambda)$$

Apabila  $p_m(\lambda)$ , kita jumlahkan sebanyak m, maka persamaanya menjadi :

$$\sum_{m=1}^{\infty} p'_m(\lambda) + \sum_{m=1}^{\infty} p_m(\lambda) = \sum_{m=1}^{\infty} p_{m-1}(\lambda)$$

Berdasarkan (3-10) maka solusi umum persamaan diferensial adalah :

$$\text{Untuk } I = \int d\lambda = \lambda$$

$$p_m(\lambda) = e^{-\lambda} \int_0^{\infty} p_{m-1} e^{\lambda} d\lambda + ce^{-\lambda}$$



Sehingga solusi umum persamaan diferensial dari (3-11) adalah :

$$\sum_{m=0}^{\infty} p_m(\lambda) = e^{-\lambda} \int_0^{\infty} \sum_{m=1}^{\infty} p_{m-1} e^{\lambda} d\lambda + ce^{-\lambda}$$

Karena,  $p_{m-1}$  adalah suatu fungsi kepadatan peluang diskrit berarti  $\sum_{m=1}^{\infty} p_{m-1} = 1$ , maka

$$\sum_{m=0}^{\infty} p_m(\lambda) = e^{-\lambda} \int e^{\lambda} d\lambda + ce^{-\lambda} = e^0 + ce^{-\lambda} = 1 + ce^{-\lambda}$$

Berdasarkan syarat awal (3-9) dimana  $\lambda = 0$ , maka :

$$\sum_{m=0}^{\infty} p_m(\lambda) = 1 + ce^{-\lambda}$$

$$\underbrace{p_0(0)}_1 + \underbrace{p_1(0) + p_2(0) + p_3(0) + \dots}_0 = 1 + ce^0$$

Berarti  $c = 0$ , sehingga solusi khususnya menjadi  $\sum_{m=0}^{\infty} p_m(\lambda) = e^{-\lambda} e^{\lambda}$

karena  $e^{-\lambda} e^{\lambda}$  adalah konstanta, maka :

$$\sum_{m=0}^{\infty} p_m(\lambda) = \sum_{m=0}^{\infty} e^{-\lambda} e^{\lambda}$$

Dengan menggunakan bentuk  $e^x = 1 + x + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} + \dots$

$$\sum_{m=0}^{\infty} p_m(\lambda) = \sum_{m=0}^{\infty} e^{-\lambda} \left( 1 + \lambda + \frac{\lambda^2}{2!} + \frac{\lambda^3}{3!} + \dots \right)$$

$$\sum_{m=0}^{\infty} p_m(\lambda) = \sum_{m=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!}$$

Berarti

$$p_m(\lambda) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^m}{m!}$$

Dimana bentuk  $p_m(\lambda)$  di atas merupakan fungsi kepadatan peluang *Poisson*, karena persamaan (3-1) dipenuhi maka  $p(\lambda)$  berdistribusi *Poisson*. Untuk mendapat nilai  $P(X_A(\lambda) > Y_B)$ , kedua ruas dari (3-1) diintegrasikan terhadap  $\lambda$  dengan batas  $\lambda=0$ , sehingga didapat :

$$P(X_A(\lambda) > Y_B) = \int_0^{\lambda} P(X_A(\lambda) = Y_B) d\lambda$$

Hubungan ini berguna apabila nilai integral dapat ditentukan dengan mudah.

### 3.2 Skor Berdistribusi Poisson

Apabila diasumsikan  $N_A$  dan  $M_B$  berdistribusi *Poisson* dengan rerata  $\lambda \geq 0$  dan  $\mu \geq 0$ , maka :

$$\begin{aligned} P(N_A(\lambda) = M_B(\mu)) &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \frac{e^{-\mu} \mu^n}{n!} \\ &= e^{-\lambda} e^{-\mu} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{4}{4}(\sqrt{\lambda\mu})^2\right)^n}{(n!)^2} \\ &= e^{-\lambda} e^{-\mu} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{1}{4}(2\sqrt{\lambda\mu})^2\right)^n}{(n!)^2}, \text{ dengan menggunakan bentuk (2-13) maka,} \\ P(N_A(\lambda) = M_B(\mu)) &= e^{-\lambda} e^{-\mu} I_0(2\sqrt{\lambda\mu}) \end{aligned} \quad (3-11)$$

Disini  $I_0$  ialah fungsi Bessel yang dimodifikasi order nol. Berdasarkan persamaan

(3-11) maka  $P(N_A(\lambda) > M_B(\mu)) = \int_0^{\lambda} P(N_A(\lambda) = M_B(\mu)) d\lambda$  dapat dimodifikasi menjadi

$$P(N_A(\lambda) > M_B(\mu)) = \int_0^{\lambda} e^{-\lambda} e^{-\mu} I_0(2\sqrt{\lambda\mu}) d\lambda \quad (3-12)$$

Berarti, jika  $N_A$  dan  $M_B$  berdistribusi *Poisson* dengan rata-rata  $\lambda$  dan  $\mu$ , maka persamaan (3-11) adalah peluang bahwa A dan B seri, sedangkan persamaan (3-12) adalah peluang bahwa A menang

Perhitungan nilai peluang pada persamaan (3-12) menggunakan

Apabila pertandingan antara tim A dan tim B seimbang dengan nilai  $\lambda = \mu$  maka persamaan (3-1) menjadi

$$P(\text{A dan B seri}) = P(N_A(\lambda) = M_B(\mu)) = e^{-2\lambda} I_0(2\lambda) \quad (3-13)$$

Fungsi ini dapat digambarkan grafiknya dengan menggunakan bantuan program maple 10.0, dimana grafiknya monoton turun dari 1 untuk  $\lambda = 0$  dan menuju 0 untuk  $\lambda$  menuju  $+\infty$ . Untuk  $\lambda$  besar, fungsi ini konvergen secara asimtotik ke  $\frac{1}{\sqrt{4\pi\lambda}}$

Ilustrasi gambar tersebut menunjukkan bahwa peluang seri lebih mungkin terjadi antara lawan dengan skor rendah daripada antara lawan dengan skor tinggi.

### 3.3 Statistik penaksir

Sebelum kita menghitung peluang  $P(\text{A dan B seri})$  dan  $P(\text{A menang})$ , terlebih dahulu kita menentukan nilai  $\hat{\lambda}$  dan  $\hat{\mu}$  karena untuk menghitung peluang  $P(\text{A dan B seri})$  dan  $P(\text{A menang})$  melalui persamaan (3-11) dan (3-12) berarti menaksir besarnya nilai suatu peluang.

Statistik penaksir dari  $\lambda$  dan  $\mu$  adalah :

$$L(\lambda, \mu) = \prod_{i=1}^N \frac{e^{-\lambda} \lambda^{n_i}}{n_i!} \frac{e^{-\mu} \mu^{m_i}}{m_i!}$$

$$L(\lambda, \mu) = \underbrace{\left( \frac{e^{-\lambda} \lambda^{n_1}}{n_1!} \frac{e^{-\mu} \mu^{m_1}}{m_1!} \right) \cdot \left( \frac{e^{-\lambda} \lambda^{n_2}}{n_2!} \frac{e^{-\mu} \mu^{m_2}}{m_2!} \right) \cdots \left( \frac{e^{-\lambda} \lambda^{n_i}}{n_i!} \frac{e^{-\mu} \mu^{m_i}}{m_i!} \right)}_{N \text{ kali}}$$

$$L(\lambda, \mu) = \left( e^{-N\lambda} \lambda^{\sum_{i=1}^N n_i} \right) \left( e^{-N\mu} \mu^{\sum_{i=1}^N m_i} \right) \prod_{i=1}^N \frac{1}{n_i! m_i!}$$

$$L(\lambda, \mu) = \left( e^{-N\lambda} \lambda^{s_1} \right) \left( e^{-N\mu} \mu^{s_2} \right) \prod_{i=1}^N \frac{1}{n_i! m_i!}$$

Apabila persamaan di atas diambil nilai ln-nya

$$\ln L(\lambda, \mu) = -N\lambda + s_1 \ln \lambda - N\mu + s_2 \ln \mu - \sum_{i=1}^N \ln n_i - \sum_{i=1}^N \ln m_i$$

$$\frac{\partial \ln L(\lambda, \mu)}{\partial \lambda} = -N + s_1 \frac{1}{\lambda} = 0, \text{ maka } \hat{\lambda} = \frac{s_1}{N}$$

$$\frac{\partial \ln L(\lambda, \mu)}{\partial \mu} = -N + s_2 \frac{1}{\mu} = 0, \text{ maka } \hat{\mu} = \frac{s_2}{N}$$

$S_i$  adalah jumlah skor dari tiap pertandingan yang dimenangkan oleh masing-masing tim.

Sedangkan,  $N$  adalah banyaknya pertandingan yang diikuti oleh masing-masing tim.