

## BAB II

### TINJAUAN PUSTAKA

#### 2 Distribusi Poisson

Distribusi ini pertama kali diperkenalkan oleh Siméon Denis Poisson (1781–1840). Distribusi Poisson adalah distribusi nilai-nilai bagi suatu variabel random  $Y$ , banyaknya sukses selama selang waktu tertentu atau dalam daerah tertentu. Misalkan  $y_i$   $i = 1, 2, \dots$  merupakan jumlah kejadian yang muncul dalam selang waktu dengan rata-rata  $\mu_i$ . Jika  $Y$  adalah variabel acak poisson dengan parameter  $\mu > 0$ , maka fungsi masa peluangnya adalah :

$$f(y, \mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}, y = 0, 1, 2, \dots$$

(2.1)

$\mu$  menyatakan rata-rata banyaknya sukses yang terjadi dalam selang waktu atau daerah tertentu tersebut. Distribusi poisson mempunyai rata-rata dan variansi keduanya sama dengan  $\mu$  (Agresti, 2002).

#### 3 Distribusi Binomial Negative

Percobaan binomial negative terdiri atas beberapa usaha dan tiap usaha dengan dua kemungkinan hasil yang didapat diberi nama sukses atau gagal dan dilakukan sampai tercapai sejumlah sukses tertentu. Dimana tiap sukses terjadi dengan peluang  $p$  dan gagal dengan peluang  $q=1-p$ . Distribusi binomial negative terkadang didefinisikan dengan variabel random  $Y =$  jumlah gagal sebelum terjadi sukses ke- $r$ . Selama  $y = x-r$ , dengan menggabungkan hubungan  $Y$  dan  $X$  diperoleh fungsi peluang distribusi binomial negative adalah :

$$b^*(y, r, p) = \binom{r+y-1}{r-1} p^r (1-p)^y \quad (2.2)$$

$$(1-p)^y \frac{\Gamma(y+r)}{y! \Gamma(r)} p^r \quad y = 0, 1, 2, \dots$$

Distribusi binomial negative  $b^*(y, r, p)$  mempunyai rataan dan variansi

$$\mu = \frac{r(1-p)}{p} \text{ dan } \sigma^2 = \frac{r(1-p)}{p^2}$$

Menurut Hilbe (2007) distribusi binomial negative juga dapat terbentuk dari suatu distribusi campuran poisson dan gamma. Misalkan bahwa variabel acak  $Y$  berdistribusi poisson dengan parameter  $\mu$  dengan  $\mu$  merupakan nilai dari variabel random yang berdistribusi gamma, yaitu :

$$y \sim \mu \text{ poisson}(\mu) - \text{Gamma}(a, \beta) \quad (2.3)$$

Fungsi masa peluang dari distribusi poisson adalah :

$$f(y, \mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!} \quad y = 0, 1, 2, \dots \quad (2.4)$$

Fungsi densitas peluang dari distribusi gamma adalah

$$f(\mu) = \frac{1}{\Gamma(\alpha) \beta^\alpha} \mu^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\mu}{\beta}\right) \quad \mu > 0, \alpha > 0, \beta > 0 \quad (2.5)$$

Maka fungsi kepadatan bersama poisson gamma adalah

$$f(y, \mu) \beta^\alpha = \text{Poisson}(y|\mu), \text{Gamma}(\mu, \beta) \quad (2.6)$$

$$\begin{aligned} & \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!} \cdot \frac{1}{\Gamma(a) \beta^a} \mu^{a-1} \exp(-\mu \beta) \\ & \frac{e^{-\mu} \mu^y \mu^{a-1} e^{(-\mu/\beta)}}{y! \Gamma(a) \beta^a} \\ & \frac{\beta^{-a}}{y! \Gamma(a)} e^{-\mu(1+1/\beta)} \mu^{y+a-1} \end{aligned}$$

Fungsi marginal Y adalah

$$\begin{aligned} f(y | a, \beta) &= \int_0^{\infty} f(y, \mu | a, \beta) d\mu \\ &= \int_0^{\infty} \frac{\beta^{-a}}{y! \Gamma(a)} e^{-\mu(1+1/\beta)} \mu^{y+a-1} d\mu \\ &= \frac{\beta^{-a}}{y! \Gamma(a)} \int_0^{\infty} e^{-\mu(1+1/\beta)} \mu^{y+a-1} d\mu \end{aligned} \quad (2.7)$$

Misalkan  $v = \left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \mu$  maka  $dv = \left(1 + \frac{1}{\beta}\right) d\mu$ , batasan  $v = 0$  sd  $v = \infty$  dari

perubahan  $\mu=0$  sampai  $\mu = \infty$  sehingga persamaan diatas menjadi :

$$\begin{aligned} f(y | a, \beta) &= \frac{\beta^{-a}}{y! \Gamma(a)} \int_0^{\infty} e^{-v} \left(\frac{\beta v}{1+\beta}\right)^{y+a-1} \frac{\beta}{1+\beta} dv \\ &= \frac{\beta^{-a}}{y! \Gamma(a)} \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^{y+a} \int_0^{\infty} e^{-v} v^{y+a-1} dv \end{aligned} \quad (2.8)$$

$$i \frac{\beta^{-a}}{y! \Gamma(a)} \left( \frac{\beta}{1+\beta} \right)^a \left( \frac{\beta}{1+\beta} \right)^y \Gamma(y+a)$$

$$f(y|a, \beta) = \frac{\Gamma(y+a)}{y! \Gamma(a)} \left( \frac{\beta}{1+\beta} \right)^a \left( \frac{\beta}{1+\beta} \right)^y$$

$$i \frac{\Gamma(y+a)}{y! \Gamma(a)} \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^a \left( 1 - \frac{1}{1+\beta} \right)^y \quad y = 0, 1, 2, 3, \dots$$

Dengan demikian terbukti bahwa jika suatu distribusi poisson ( $\mu$ ) dengan  $\mu$  nilai variabel random berdistribusi gamma dikombinasikan akan menghasilkan distribusi campuran yaitu distribusi binomial negative.

Mean dan variansi distribusi campuran gamma poisson yaitu :

$$E[Y] = \alpha\beta \text{ dan } V[Y] = \alpha\beta + \alpha\beta^2 \quad (2.9)$$

### 1.3. Regresi Poisson

Regresi Poisson merupakan suatu bentuk analisis regresi yang digunakan untuk memodelkan data yang berbentuk *count* (jumlah), misalnya data tersebut dilambangkan dengan Y yaitu banyaknya kejadian yang terjadi dalam suatu periode waktu dan wilayah tertentu (Haris *et al.*, 2015). Regresi poisson merupakan regresi nonlinier dimana variabel respon (y) mengikuti distribusi poisson. Suatu variabel random Y di definisikan mempunyai distribusi Poisson jika densitas (fungsi peluangnya) diberikan sebagai berikut :

$$f_y(y) = f_y(y, \mu) = \begin{cases} \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}, & y = 0, 1, 2, \dots, n \\ 0 & \text{lainnya} \end{cases} \quad (2.10)$$

Dengan parameter  $\mu > 0$ , mean dan varians =  $\mu$

Biasanya link function yang digunakan pada model regresi poisson adalah log, sehingga  $\log(\mu_i) = \eta_i$ . Model regresi poisson dapat ditulis sebagai berikut :

$$\ln(\mu_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}, i=1,2,\dots,n \quad (2.11)$$

Dengan

$$\mu_i = \mu_i(x_i) = \exp\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}\right)$$

Asumsi yang digunakan dalam regresi poisson adalah *equidispersion*, yaitu keadaan dimana nilai varians dan mean harus sama. Penaksiran parameter yang digunakan adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Jika variabel respon adalah  $y$ , maka model regresi poissonnya adalah :

$$\log(y) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}; \log(y) = \exp(X^T \beta) \quad (2.12)$$

Karena  $(Y_i \sim \text{Poisson}(\mu_i))$ , maka bentuk model menjadi  $\mu_i = \exp(x_i^T \beta)$ . Fungsi likelihood dari regresi Poisson yaitu :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{\mu_i^{y_i} e^{-\mu_i}}{y_i!} \quad (2.13)$$

Fungsi log-likelihood Poisson sebagai berikut :

$$L(\beta) = -\sum_{i=1}^n \exp(x_i^T \beta) + \sum_{i=1}^n y_i x_i^T \beta - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \quad (2.14)$$

untuk memperoleh nilai taksiran  $\beta$  kemudian persamaan 1 diturunkan terhadap  $B^T$  dan disamakan dengan nol yang selanjutnya dapat diselesaikan dengan metode iterasi Newton-Raphson.

Untuk menentukan statistik uji dalam pengujian parameter model regresi poisson adalah dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT).

Hipotesisnya adalah :  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0$

$H_1 : \text{Paling sedikit ada satu } \beta_k \neq 0 ;$

Statistik uji untuk kelayakan model regresi Poisson :

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{w})}{L(\hat{\Omega})} \right) = 2 (\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{w})) \quad (2.15)$$

Kriteria pengujiannya adalah tolak  $H_0$  apabila  $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(a; n-k-1)}$

$D(\hat{\beta})$  disebut juga sebagai statistik rasisa likelihood, dimana statistik

ini merupakan pendekatan dari distribusi  $\chi^2$  dengan derajat bebas  $n-k-1$

dibawah model yang sedang diamati. Parameter model regresi Poisson yang telah dihasilkan dari estimasi parameter belum tentu mempunyai pengaruh yang

signifikan terhadap model. Untuk itu perlu dilakukan pengujian terhadap parameter model regresi Poisson secara individu dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \beta_k = 0$  (pengaruh variabel tidak signifikan)

$H_0 : \beta_k \neq 0$ , dengan  $k= 1,2,..$  (pengaruh variabel  $k$  signifikan)

$$\text{Statistik uji : } z_{hit} = \frac{\hat{\beta}_k}{se \hat{\beta}_k} \quad (2.16)$$

Dengan  $se \hat{\beta}_k$  adalah nilai standar error dari parameter  $\beta_k$ . Kriteria pengujianya adalah tolak  $H_0$  apabila  $|z_{hit}| > z_{\alpha/2}$

#### 2.4. Overdispersi

Salah satu asumsi yang harus dipenuhi dalam regresi poisson adalah *equidispersion*. Namun faktanya, dalam beberapa kasus ditemukan adanya overdispersi. Taksiran dispersi dapat diukur dengan nilai *deviance* dan *pearson chi-square*. Data dikatakan *overdispersion* jika taksiran dispersi lebih besar dari 1 dan *underdispersion* jika taksiran dispersi kurang dari 1 (Khoshgoftaar, 2014).

Ada beberapa hal yang menyebabkan terjadinya overdispersi, antara lain :

1. Terdapat korelasi antar pengamatan
2. Terdapat pelanggaran asumsi pada distribusi poisson,  $E(Y) > \text{var}(Y)$
3. Terdapat *excess zeros*
4. Terdapat outlier

Overdispersi dapat diindikasikan dengan nilai *deviance* yang dibagi dengan derajat bebasnya. Karena terjadinya overdispersi menyebabkan nilai

devians sangat besar, sehingga model yang dihasilkan kurang tepat. Untuk mengatasinya, dapat menggunakan distribusi lain yang lebih fleksibel.

### 2.5. *Excess zeros*

Permasalahan dalam overdispersi, salah satunya disebabkan karena adanya nilai nol yang berlebih (*excess zeros*). Pada data diskrit terkadang dijumpai data dengan nilai nol pada variabel responnya. Dalam beberapa kasus nilai nol ini memiliki arti, sehingga penting untuk dimasukkan dalam analisisnya. *Excess zeros* ini dapat dilihat dari proporsi nilai nol yang berlebih pada variabel responnya dibanding dengan data diskrit lainnya.

### 2.6. **Regresi *Zero-Inflated Negative Binomial* (ZINB)**

Regresi ZINB merupakan model yang dibentuk dari distribusi poisson dan distribusi gamma. Model ini dapat digunakan untuk memodelkan *count data* atau data diskrit dengan banyak nilai nol pada variabel respon (*zero inflation*) dan terjadi overdispersi (Garay et al.,2012). Jika  $Y_i$  adalah variabel random independen yang diskrit dengan  $i = 1,2,3,\dots,n$ , nilai nol pada observasi diduga muncul dalam dua cara yang sesuai untuk keadaan (*state*) yang terpisah. Keadaan pertama disebut *zero state* terjadi dengan probabilitas  $p_i$  dan menghasilkan hanya observasi bernilai nol, sementara keadaan kedua disebut *Negative Binomial state* terjadi dengan probabilitas  $(1 - p_i)$  dan berdistribusi Binomial Negatif dengan mean  $\mu$ , dengan  $0 \leq p_i \leq 1$ . Fungsi peluang model

regresi *Zero Inflated Negative Binomial* (ZINB) dapat dinyatakan sebagaimana persamaan :

$$\frac{1}{1+k\mu_i} \mu_i^{\frac{1}{k}} \tag{2.17}$$

$$\frac{k\mu_i}{1+k\mu_i} \mu_i^{y_i}, \text{ untuk } y_i=1,2,..$$

$$\frac{1}{1+k\mu_i} \mu_i^{\frac{1}{k}}$$

$$p_i + (1-p_i) \mu_i$$

$$Y_i = \mu_i$$

$$P_i$$

Dengan  $i = 1,2,3,..,n$ ;  $0 \leq p_i \leq 1$ ,  $\mu_i \geq 0$ ,  $k$  adalah parameter tersebar dengan

$1/k=0$  dan  $\Gamma(\cdot)$  Adalah fungsi gamma.

Diasumsikan bahwa parameter dan masing - masing bergantung pada variabel  $x_i$  dan  $z_i$ , sehingga model dari regresi ZINB dibagi menjadi dua komponen model yaitu:

- 1 Model data diskrit untuk  $\mu_i$  adalah
 
$$\ln(\mu_i) = x_i^T \beta, \mu_i \geq 0, i=1, \dots, n. \tag{2.18}$$

$X_i$  adalah matriks variabel yang memuat himpunan-himpunan yang berbeda dari faktor eksperimen yang berhubungan dengan peluang pada mean *Negative Binomial* pada *Negative Binomial state*.

- 2 Model *zero-inflation* untuk  $p_i$  adalah
 
$$\text{logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = z_i^T Y, 0 \leq p_i \leq 1, i=1, \dots, n. \tag{2.19}$$

$Z_i$  adalah matriks variabel yang memuat himpunan-himpunan yang berbeda dari faktor eksperimen yang berhubungan dengan peluang pada *zero state*. Pengaruh dari masing-masing matriks kovariat  $x_i$  dan  $z_i$  terhadap  $\mu_i$  dan  $p_i$  bisa sama atau tidak sama, jika masing – masing matriks kovariat memberikan pengaruh yang sama terhadap  $\mu_i$  dan  $p_i$  maka matrix  $x_i = z_i$ , sehingga modelnya menjadi :

1. Model data diskrit untuk adalah

$$\mu_i = x_i^T \beta \quad , \mu_i \geq 0, i=1, \dots, n. \quad (2.20)$$

2. Model *zero-Inflation* untuk  $p_i$  adalah

$$\text{logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = x_i^T \gamma, 0 \leq p_i \leq 1, i=1, \dots, n. \quad (2.21)$$

$x_i$  adalah matriks variabel yang memuat himpunan-himpunan yang berbeda dari faktor eksperimen yang berhubungan dengan peluang *zero state* dan *mean Negative Binomial* pada *Negative Binomial state*,  $\beta$  dan  $\gamma$  adalah parameter regresi yang akan ditaksir,  $n$  adalah jumlah pengamatan dan  $p$  jumlah variabel prediktor.

## 2.7. Estimasi Parameter Regresi ZINB

Dalam metode ini estimasi parameter yang digunakan adalah metode MLE (*Maximum Likelihood Estimation*) dengan prosedur Algoritma EM (*Expectation Maximization*) dan Newton Rhapson.

Fungsi likelihoodnya dari fungsi probabilitas ZINB adalah :

$$\sum_{i=1}^n \ln \left[ e^{x_i^T y} + \left( \frac{1}{1+k e^{x_i^T \beta}} \right)^{1/k} \right] - \sum_{i=1}^n \dot{y}_i \quad (2.22)$$

, untuk  $y_i = 0$

$$\ln \left[ \Gamma \left( \frac{1}{k} + y_i \right) \right] - \dot{y}_i \sum_{i=1}^n \ln \left[ \Gamma \left( \frac{1}{k} \right) \right] + y_i \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{e^{x_i^T y}}{1+k e^{x_i^T \beta}} \right)^{y_i}$$

$$\ln L(\theta | y_i) l = \begin{cases} \ln [e^{x_i^T y}] + \dot{y}_i \sum_{i=1}^n \dot{y}_i \\ - \sum_{i=1}^n \dot{y}_i \end{cases}$$

$$+ 1/k \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{1}{1+k e^{x_i^T \beta}} \right)^{1/k} \text{ dengan } i = 1, 2, 3, \dots, n.$$

Karena fungsi log-likelihoodnya tidak linier jika tidak digunakan nilai awal yang bagus, Sehingga digunakanlah algoritma EM (*Expectation Maximization*).

Misalkan variabel  $y_i$  ( $i = 1, 2, 3, \dots, n$ ) berkaitan dengan vektor variabel indikator  $W = (w_1, \dots, w_n)^T$  yaitu:

$$w_i = \begin{cases} 1, & \text{jika } y_i \text{ berasal dari zero state} \\ 0, & \text{jika } y_i \text{ berasal dari Negative Binomial state} \end{cases}$$

Permasalahan disini pendefinisian *Negative binomial state*, yang bisa berasal dari 0 maupun satu dari zero state dan *negative binomial state*. Permasalahan ini bisa diatasi dengan algoritma EM. Algoritma EM sendiri terdiri dari dua tahap yaitu tahap Ekspektasi (tahap perhitungan ekspektasi dari fungsi ln likelihood) dan tahap Maksimalisasi, perhitungan untuk mencari estimasi

parameter yang memaksimumkan fungsi  $\ln$  *likelihood* hasil dari tahap ekspektasi sebelumnya.

## 2.8. Pengujian Parameter Regresi ZINB

Mengacu pada penelitian Irawan et al. (2012), tahap pengujiaanya adalah :

### 1 Pengujian Kesesuaian Model Regresi ZINB

Untuk menguji kesesuaian model regresi ZINB menggunakan *Likelihood*

*Ratio* (LR) Test. Hipotesisnya yaitu :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j \neq 0 \text{ atau } \gamma_j \neq 0, \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, p$$

Dengan  $\beta_j$  adalah parameter ke -j dari model  $\ln(\mu_i) = x_i^T \beta$

Dengan  $i = 1, \dots, n$ ,  $y_i$  adalah parameter ke-j dari model logit ( $p_i$ )

$$\hat{\lambda} \ln \left( \frac{p_i}{1-p_i} = x_i^T \beta \right) \text{ dengan } i = 1, \dots, n$$

Statistik uji :

$$\begin{aligned} & \frac{L_0 - L_1}{\ln \hat{\lambda}} \\ & \left[ \frac{L_0}{L_1} \right] = -2 \hat{\lambda} \quad (2.23) \\ & G = -2 \ln \hat{\lambda} \end{aligned}$$

$$\hat{\lambda} - 2 \left\{ \left[ \ln L(\beta_0 \vee y_i w_i) - \ln L(\beta_{\square} | y_i w_i) + \ln L \vee (y \vee y_i w_i) \right] \right\}$$

$$G \sim \chi_p^2$$

Kriteria pengambilan keputusan :

Tolak  $H_0$  pada taraf signifikansi  $\alpha$  jika  $G_{hit} > \chi_{\alpha; 2p}^2$

## 2 Pengujian signifikansi parameter regresi ZINB

a Pengujian signifikansi parameter model  $\ln(\mu_i) = x_i^T y$  dengan  $i=1, \dots, n$ .

Hipotesis yang digunakan yaitu :

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Untuk setiap  $j=1, 2, \dots, p$

Statistika uji yang digunakan adalah dengan menggunakan uji Wald (Myers *et al.*, 2010) sebagai berikut:

$$w_j = \left( \frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta})} \right)^2 w_j x_1^2 \quad (2.24)$$

Kriteria Pengambilan Keputusan :

Tolak  $H_0$  pada taraf signifikansi  $\alpha$  jika :

$$w_j > x_{\alpha; 1}^2$$

b Pengujian signifikansi parameter model  $\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = x_i^T y$  dengan  $i=1, \dots, n$

Hipotesis:

$$H_0 : y_j = 0$$

$$H_1 : y_j \neq 0$$

Untuk setiap  $j=1, 2, \dots, p$

Statistika uji :

$$w_j = \left( \frac{\hat{y}}{SE(\hat{y}_j)} \right)^2 w_j > x_1^2 \quad (2.25)$$

Kriteria Pengambilan Keputusan :

Tolak  $H_0$  pada taraf signifikansi  $\alpha$  jika

$$w_j > x_{\alpha; 1}^2$$

### 2.9. Kasus Difteri Provinsi Jawa Tengah

Penyakit difteri merupakan salah satu Kejadian Luar Biasa (KLB) yang disebabkan oleh virus *Corynebacterium diphtheria*. Satu kasus difteri (*probable* atau konfirmasi) adalah KLB dan setiap KLB harus ditanggulangi untuk menurunkan angka kesakitan, kematian, dan penularan (Kemenkes, 2015). Difteri mudah menular melalui udara dengan masa inkubasi antara 1–10 (tersering 2-5) hari (Tiwari, 2010). Pencegahan dalam penyebaran penyakit difteri selain dengan imunisasi juga tergantung terhadap kekebalan atau antibodi yang dimiliki oleh seseorang (Hull dan Johnston, 2008).

Penyakit ini biasanya menyerang saluran pernafasan bagian atas, kemampun bakteri memproduksi toksin menimbulkan peradangan dan destruksi epitel pada daerah yang terinfeksi, akibatnya akan terjadi nekrosis jaringan dan terbentuk membran palsu (*pseudomembran*). Inilah yang sering menyebabkan terjadinya obstruksi saluran nafas. Selanjutnya toksin akan menyebar ke seluruh tubuh, menyebabkan degenerasi dan nekrosis terutama pada jantung dan sel saraf. Kematian biasanya disebabkan gagal jantung dan gangguan pernafasan, semua umur dapat terkena difteri tetapi kebanyakan menyerang anak-anak yang tidak dimunisasi (WHO, 2015).

Kasus difteri di Provinsi Jawa Tengah dalam kurun waktu lima tahun terakhir mengalami fluktuasi, pada tahun 2016 jumlah kasus difteri sebanyak 8 kasus. Angka ini menurun dibandingkan dengan tahun 2015 yaitu sebanyak 18 kasus. Dari seluruh kasus yang ada tidak terjadi kematian, meskipun demikian angka tersebut cukup meresahkan karena penyakit difteri merupakan kasus Kejadian Luar Biasa (KLB). Kejadian difteri disebabkan oleh berbagai faktor

bidang, seperti yang telah di definisikan oleh Saefudin *et al.* (2016) dan Rahman *et al.* (2016), Faktor-faktor yang mempengaruhi kejadian difteri,yaitu :

## **1 Presentase Rumah Sehat**

Penilaian kesehatan rumah dilihat dari 3 aspek, yaitu komponen rumah, sarana sanitasi, dan perilaku penghuni berdasarkan kepada pedoman teknis penilaian rumah sehat Depkes RI tahun 2002. Rumah sehat adalah tempat berlindung dan beristirahat serta sebagai media pembinaan keluarga yang menumbuhkan kehidupan secara fisik, mental, dan sosial, sehingga seluruh anggota keluarga dapat bekerja secara produktif (Wijaya dan Dewi, 2016). Hasil penelitian terdahulu yang telah dilakukan oleh Nanang *et al.* (2016) menunjukkan bahwa faktor status imunisasi, keberadaan sarana kesehatan, kelembaban ruangan, ventilasi dan pencahayaan berhubungan dengan kejadian difteri.

## **2 Keberadaan Sarana Pelayanan Kesehatan**

Jarak tempuh ke sarana pelayanan kesehatan merupakan salah satu faktor yang penting dalam utilisasi sarana pelayanan kesehatan (Sari *et al.*, 2014). Hasil penelitian oleh Nanang *et al.* (2016) menunjukkan hasil bahwa keberadaan sarana pelayanan kesehatan mempunyai hubungan dengan kejadian difteri. Orang yang

mempunyai jarak antara rumah dengan pelayanan kesehatan jauh ( $>5$  km) mempunyai risiko untuk terkena difteri sebesar 8,9 kali lebih besar dari pada orang yang mempunyai jarak rumah dengan sarana pelayanan kesehatan dekat ( $<5$  km). Dalam kasus ini faktor jarak dapat menjadi penundaan penyembuhan kasus tersebut.

