



## MODEL SPASIAL AUTOTOREGRESIF POISSON UNTUK MENDETEKSI FAKTOR-FAKTOR YANG BERPENGARUH TERHADAP JUMLAH PENDERITA HIV DI PROVINSI JAWA TIMUR

SR Rohimah✉

Program Studi Matematika, Jurusan Matematika, FMIPA, Universitas Negeri Jakarta, Indonesia

### Info Artikel

*Sejarah Artikel:*  
Diterima Agustus 2015  
Disetujui September 2015  
Dipublikasikan Oktober 2015

*Keywords:*  
*poisson distribution, spatial autoregressive Poisson, HIV or AIDS, East Java Province*

### Abstrak

Dalam upaya menangani jumlah pengidap HIV atau AIDS pada tiap kabupaten di Provinsi Jawa Timur diperlukan pengetahuan tentang faktor-faktor yang mempengaruhinya secara spasial maupun nonspasial. Jumlah pengidap HIV atau AIDS merupakan data cacahan (*count data*) dan kejadian warga mengidap HIV atau AIDS merupakan kejadian yang jarang terjadi, sehingga dalam penelitian ini menggunakan model *Spatial Autoregressive Poisson* (SAR Poisson). Penggunaan model SAR Poisson bertujuan untuk menentukan faktor-faktor yang berpengaruh secara spasial maupun nonspasial terhadap jumlah pengidap HIV atau AIDS di Provinsi Jawa Timur. Berdasarkan hasil penelitian diperoleh faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah pengidap HIV atau AIDS di Provinsi Jawa Timur yaitu: jumlah warga yang tuna susila, jumlah korban penyalahgunaan NAPZA, jumlah keluarga fakir miskin, dan jumlah wanita rawan sosial ekonomi. Pendugaan parameter dalam penelitian ini menggunakan metode maksimum *likelihood*. Berdasarkan hasil penelitian ini diperoleh korelasi spasial yang signifikan sebesar  $\rho = 0,2$  yang berarti bahwa jumlah pengidap HIV atau AIDS pada suatu wilayah atau lokasi yang berdekatan akan berpengaruh terhadap jumlah pengidap HIV atau AIDS pada tiap kabupaten di Provinsi Jawa Timur pada lokasi di sekitarnya. Koefisien determinasi diperoleh dari model ini sebesar 0,51.

### Abstract

In efforts to handle the number of people living with HIV or AIDS in each municipality in East Java province are required knowledge about the factors that influence spatially and nonspatially. Number of people living with HIV or AIDS is the counting data and the incidence of residents living with HIV or AIDS is very rare, so in this study using a model *Spatial Autoregressive Poisson* (Poisson SAR). Use of SAR Poisson models aimed to determine the factors that influence spatially and nonspatially to the number of people living with HIV or AIDS in East Java province. Based on the research results was obtained the factors that influence the number of people living with HIV or AIDS in East Java province are the number of people who do prostitution, the number of victims of drug abuse, the number of destitute families, and the number of women prone to socioeconomic. The estimation of the parameters in this study using maximum likelihood method. Based on the results of this study showed significant spatial correlation of  $\rho = 0.2$ , which means that the number of people living with HIV or AIDS in a region or a nearby location will affect the number of people living with HIV or AIDS in each municipality in the province of East Java at locations in the vicinity. The coefficient of determination obtained from this model of 0.51.

© 2015 Universitas Negeri Semarang

✉ Alamat korespondensi:  
E-mail: srohmahrohimah@yahoo.com

## PENDAHULUAN

*Acquired Immune Deficiency Syndrome* (AIDS) disebabkan oleh *human immunodeficiency virus* (HIV) yang melemahkan sistem kekebalan tubuh seseorang sehingga lebih rentan terhadap berbagai penyakit, sulit sembuh dari berbagai penyakit infeksi oportunistik, dan dapat menyebabkan kematian. Epidemik HIV/AIDS terjadi hampir di seluruh provinsi di Indonesia. Hal ini disertai kesenjangan yang cukup besar pada berbagai karakteristik, geografis, kapasitas sistem kesehatan, dan sumber yang tersedia. Banyak upaya dilakukan pemerintah untuk menanggulangi HIV/AIDS yang dikenal sebagai Rencana Aksi Nasional 2007-2010 di antaranya yaitu meningkatkan pencapaian 80% kegiatan pencegahan dampak buruk pada pengguna narkoba suntik, mempromosikan penggunaan kondom 100% di wilayah *hotspot* untuk menjangkau 80% pekerja seks komersial, dan menyediakan informasi pencegahan untuk seluruh golongan remaja dan dewasa muda (BPPK Kemenkes 2010).

Sejak pertama kali ditemukan tahun 1987 sampai dengan Maret 2013, HIV/AIDS tersebar di 345 (69,4%) dari 497 kabupaten/kota di seluruh provinsi di Indonesia. Berdasarkan laporan situasi perkembangan HIV/AIDS di Indonesia sampai dengan tahun 2013, jumlah infeksi HIV tertinggi adalah DKI Jakarta (23.792), Jawa Timur (13.599), Papua (10.881), Jawa Barat (7.621), dan Bali (6.819). Cara penularan HIV pada umumnya melalui hubungan heteroseksual, penggunaan jarum suntik bersama pada pengguna narkoba, penularan dari ibu ke bayi selama periode kehamilan, kelahiran dan menyusui, transfusi darah yang tidak aman, dan praktek tato.

Segala sesuatu saling berhubungan satu dengan lainnya, tetapi sesuatu yang dekat lebih mempunyai pengaruh daripada sesuatu yang jauh (Tobler dalam Anselin 1988). Adanya efek spasial merupakan hal yang lazim terjadi antara satu wilayah dengan wilayah yang lain. Model yang dapat menjelaskan hubungan antara suatu wilayah dengan wilayah sekitarnya adalah model spasial. Penderita HIV/AIDS dari satu wilayah diduga dapat dipengaruhi oleh wilayah sekitarnya dan menyebar

Poisson. Oleh karena itu, dalam penelitian ini menggunakan model *spatial autoregressive Poisson* (SAR Poisson) untuk melihat faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah penderita HIV/AIDS di Provinsi Jawa Timur.

Beberapa penelitian sebelumnya terkait pemanfaatan autoregresi spasial seperti Griffith & Haining (2006), Lichstein et al. (2002), Taddy (2010), dan Wang & Kockelman (2013). Griffith & Haining (2006) menggunakan autokorelasi spasial dalam hitungan-hitungan georeferensi. Lichstein et al. (2002) autokorelasi spasial dan model-model autoregresif dalam ekologi. Taddy (2012) menggunakan *Dynamic Spatial Poisson Processes* untuk melacak intensitas kejahatan/kekerasan. Wang & Kockelman (2013) melakukan penelitian terkait *Poisson-lognormal conditional-autoregressive model* untuk analisa spasial multivariat untuk kecelakaan pejalan kaki.

Regresi Poisson merupakan suatu fungsi regresi dengan peubah respon (Y) yang mempunyai sebaran peluang Poisson, misalkan peubah cacah Y menyatakan banyaknya kejadian yang terjadi dalam suatu periode waktu atau wilayah tertentu. Sebaran Poisson ditentukan oleh fungsi peluang (Fleiss et al. 2003):

$$P(Y = y | \mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}, \text{ untuk } y = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

Misalkan  $Y_1, \dots, Y_n$  merupakan contoh acak dari sebaran peluang Poisson dengan rata-rata  $\mu_i$ . Fungsi massa peluang  $Y_i$  dinyatakan sebagai berikut:

$$f(y_i | \mu_i) = \frac{\mu_i^{y_i} e^{-\mu_i}}{y_i!} \quad (2)$$

Misalkan  $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}$  merupakan komponen sistematis yang merupakan fungsi linear dari peubah penjelas  $\mathbf{X}$  dan parameter  $\boldsymbol{\beta}$  yang tidak diketahui.  $\boldsymbol{\eta}$  dihubungkan dengan  $\mu$  melalui fungsi penghubung  $h(\mu) = \boldsymbol{\eta}$  dengan  $h(\mu) = \log \mu$ . Dengan demikian model regresi Poisson berganda dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\log \mu_i = x_{i1}\beta_1 + \dots + x_{ik}\beta_k + \varepsilon_i \quad (3)$$

dengan  $x_{ik}$  merupakan peubah penjelas ke-k pada pengamatan ke-i dan  $i = 1, 2, \dots, n$  (Cameron & Trivedi 1998).

Matriks ketergantungan spasial adalah matriks yang menggambarkan hubungan antar daerah. Baris ke- $i$  dari matriks pembobot menunjukkan hubungan pengamatan ke- $i$  dengan semua pengamatan lainnya. Oleh karena itu matriks pembobot berukuran  $(n \times n)$ , dengan  $n$  merupakan jumlah semua pengamatan. Matriks pembobot yang digunakan berdasarkan tetangga terdekat (Fotheringham & Rogerson 2009), yang didefinisikan sebagai berikut:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika } j \text{ merupakan tetangga terdekat } i \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

Baris pada matriks ketergantungan spasial menunjukkan hubungan spasial suatu daerah dengan daerah lain, sehingga jumlah nilai pada baris ke- $i$  merupakan jumlah tetangga yang dimiliki oleh daerah  $i$  yang dinotasikan:  $c_i = \sum_{j=1}^n c_{ij}$  dengan  $c_i$  merupakan jumlah pembobot seluruh baris ke- $i$  dan  $c_{ij}$  nilai pembobot pada baris ke- $i$  dan kolom ke- $j$ . Sementara  $(w_{ij}^*) = \frac{c_{ij}}{c_i}$ , nilai  $w_{ij}^*$  ini adalah elemen matriks yang sudah dinormalkan sehingga jumlah setiap baris sama dengan 1.

Bentuk persamaan model SAR (Fotheringham & Rogerson 2009) dapat ditulis sebagai berikut:

$$y_i = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij}^* y_j + x_i \beta + \varepsilon_i, \quad (4)$$

dengan  $\rho$  merupakan koefisien spasial autoregresif,  $w_{ij}^*$  merupakan matriks pembobot spasial yang sudah dibakukan pada daerah ke- $i$  dan tetangga ke- $j$ , serta  $\varepsilon_i$  galat acak yang bebas stokastik identik.

Jika model SAR ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$y = \rho W^* y + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

Bentuk reduksi SAR menjadi persamaan berikut:

$$y = A^{-1} X\beta + \varepsilon^* \quad (6)$$

dengan  $A = I - \rho W^*$ ,  $A^{-1}$  merupakan matriks balikan  $A$  dan  $\varepsilon^* = A^{-1} \varepsilon$ .

Penggunaan spasial pada model autoregresif untuk data cacah (Lambert *et al.* 2010) adalah:

$$\mu_i^{SAR} = \exp[a_i X\beta] \quad (7)$$

dengan  $a_i$  merupakan vektor baris pada daerah ke- $i$  yang berukuran  $(1 \times n)$ . Pada model SAR Poisson, nilai harapan pada daerah atau lokasi ke- $i$  merupakan fungsi dari daerah tetangganya atau

lokasi ke- $j$ . Selain itu model SAR Poisson juga digunakan untuk data pada peubah respon yang berbentuk cacahan (*count data*). Fungsi massa peluang dari model SAR Poisson adalah:

$$f(y_i | X, W^*; \beta, \rho) = \frac{(\mu_i^{SAR})^{y_i} \exp(-\mu_i^{SAR})}{y_i!} \quad (8)$$

dengan  $\mu_i^{SAR} = \exp(a_i X\beta)$ .

Fungsi kemungkinannya adalah:

$$L(\beta, \rho | X, W^*; y_1, y_2, \dots, y_n) = \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{(\mu_i^{SAR})^{y_i} \exp(-\mu_i^{SAR})}{y_i!} \right\}$$

### METODE PENELITIAN

Pendugaan parameter  $\rho$  dan  $\beta$  menggunakan metode kemungkinan maksimum. Fungsi massa peluang dari sebaran Poisson adalah:

$$f(y_i | X, W^*; \beta, \rho) = \frac{(\mu_i^{SAR})^{y_i} \exp(-\mu_i^{SAR})}{y_i!} \quad (9)$$

dengan  $\mu_i^{SAR} = \exp(a_i X\beta)$ , fungsi log kemungkinan maksimum adalah:

$$\ln L(\beta, \rho | X, W^*; y_1, y_2, \dots, y_n) = y' A^{-1} X\beta - \sum_{i=1}^n \exp([a_i X\beta]) - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \quad (10)$$

Pendugaan parameter  $\rho$  dan  $\beta$  pada model SAR Poisson menggunakan iterasi dengan metode Newton-Raphson. Tahapan dari metode Newton-Raphson terdiri dari:

1. Menentukan  $\hat{\beta}_{(0)}^*$ , dengan  $\beta_{(0)}^* = [\rho_0 \beta_{00} \beta_{10} \dots \beta_{k0}]$ , iterasi pada saat  $t = 0$ .
2. Membentuk vektor gradien  $g'_{t+1} = \left[ \frac{\partial L(\beta^*)}{\partial \rho}, \frac{\partial L(\beta^*)}{\partial \beta} \right]$ , dengan  $t$  menyatakan nomor iterasi.
3. Membentuk matriks Hessian  $H$ :

$$H_{(k+1) \times (k+1)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \rho^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \rho} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_k \partial \rho} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \rho} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_k \partial \rho} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_k^2} \end{bmatrix}$$

4. Memasukkan nilai  $\hat{\beta}_{(0)}^*$  ke dalam elemen-elemen vektor  $\mathbf{g}$  dan matriks  $\mathbf{H}$  sehingga diperoleh vektor  $\mathbf{g}_{(0)}$  dan  $\mathbf{H}_{(0)}$ .
5. Melakukan iterasi mulai dari  $t = 0$  pada persamaan:  $\beta_{(t+1)}^* = \beta_t^* - \mathbf{H}_t^{-1} \mathbf{g}'_t$ , nilai  $\beta_t^*$  merupakan sekumpulan penduga parameter yang konvergen pada iterasi ke- $t$ .
6. Jika belum mencapai penduga parameter yang konvergen, maka pada langkah ke-2 dilakukan kembali sampai mencapai kekonvergenan. Kriteria konvergen diperoleh ketika akar ciri dari matriks informasi Fisher bernilai positif.

Uji Wald digunakan untuk menguji signifikansi dari koefisien korelasi spasial ( $\rho$ ) dan  $\hat{\beta}$  (Lambert *et al.* 2010). Pengujian hipotesis untuk  $\rho$  adalah:

$$H_0 : \rho = 0 \text{ (tidak ada korelasi spasial)}$$

$$H_1 : \rho \neq 0 \text{ (ada korelasi spasial)}$$

$$G_\rho = \left\{ \frac{\hat{\rho}_0}{\text{se}(\hat{\rho}_0)} \right\}^2$$

statistik  $G_\rho$  akan mengikuti sebaran  $\chi^2$  dengan derajat bebas 1. Kriteria keputusan yang diambil yaitu menolak  $H_0$ , jika  $G_\rho > \chi^2_{(\alpha/2;1)}$ .

Hipotesis untuk parameter koefisien  $\beta_k$  (Fleiss *et al.* 2003) adalah :

$$H_0 : \beta_k = 0$$

$$H_1 : \beta_k \neq 0$$

Dengan statistik uji Wald :

$$G_\beta = \left\{ \frac{\hat{\beta}_k}{\text{se}(\hat{\beta}_k)} \right\}^2$$

statistik  $G_\beta$  akan mengikuti sebaran  $\chi^2$  dengan derajat bebas 1. Kriteria keputusan yang diambil yaitu menolak  $H_0$ , jika  $G_\beta > \chi^2_{(\alpha/2;1)}$ . Galat baku diperoleh menggunakan matriks informasi Fisher  $\mathbf{I}(\theta)$  (McCulloch & Searle 2001), dengan rumus

sebagai berikut:

$$\mathbf{I}(\theta) = - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \rho^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \rho} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_k \partial \rho} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \rho} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_k \partial \rho} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_k^2} \end{bmatrix}$$

ragam dari  $\hat{\theta} \approx [\mathbf{I}(\theta)]^{-1}$ , sehingga galat baku =  $\sqrt{[\mathbf{I}(\theta)]^{-1}}$ .

Setelah dilakukan penaksiran parameter dan uji signifikansi setiap penduga parameter, diperlukan ukuran koefisien determinasi yang dapat menggambarkan hubungan keeratan antara peubah respon dengan peubah penjelas. Koefisien determinasi atau  $R^2$  merupakan ukuran proporsi keragaman peubah respon yang dapat diterangkan oleh peubah penjelas. Salah satu  $R^2$  yang telah dikembangkan oleh (Cameron & Windmeijer 1995) yang didasarkan pada sisaan (*residual*) devians ( $R_{DEV}^2$ ). Rumus untuk  $R_{DEV}^2$ :  $R_{DEV}^2 = 1 - \frac{\ln L(y) - \ln L(\hat{\mu})}{\ln L(y) - \ln L(\bar{y})}$

dengan  $\ln L(y) = \sum_i^n [y_i \ln(y_i) - y_i - \ln(y_i!)]$  adalah logaritma bilangan asli (ln) dari fungsi kemungkinan maksimum ketika semua parameter  $\beta_j$  ( $j = 0,1,2, \dots, k$ ) tidak disertakan dalam model,  $y_i$  adalah nilai pengamatan dari peubah respon;  $\ln L(\hat{\mu}) = \sum_i^n [y_i \ln(\hat{\mu}) - \hat{\mu} - \ln(y_i!)]$  adalah logaritma bilangan asli dari fungsi kemungkinan maksimum ketika semua parameter  $\beta_j$  disertakan dalam model,  $\hat{\mu}_i$  adalah nilai dugaan untuk pengamatan ke- $i$ ;  $\ln L(\bar{y}) = \sum_i^n [y_i \ln(\bar{y}) - \bar{y} - \ln(y_i!)]$  adalah logaritma bilangan asli dari fungsi kemungkinan maksimum ketika hanya  $\beta_0$  yang disertakan dalam model, dan  $(\bar{y})$  rata-rata respon  $y$ .

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang berasal dari data BPS Jawa Timur dalam angka tahun 2010 pada 38 kabupaten/kota yang ada di Jawa Timur. Peubah respon yang digunakan adalah jumlah pengidap HIV atau AIDS di Provinsi Jawa Timur. Adapun peubah penjelas dalam penelitian ini adalah: jumlah warga yang tuna susila ( $X_1$ ), jumlah gelandangan ( $X_2$ ), jumlah korban penyalahgunaan NAPZA ( $X_3$ ), jumlah keluarga fakir miskin ( $X_4$ ), dan jumlah wanita rawan sosial ekonomi ( $X_5$ ).

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Analisis Model Regresi Poisson

Model regresi Poisson yang dibentuk menggunakan lima peubah penjelas secara bersamaan. Nilai dugaan parameter dari model ini tertera pada Tabel 1. Untuk menginterpretasikan model regresi Poisson yang diperoleh digunakan

nilai *odd* rasio dari masing- masing koefisien. Model ini menunjukkan bahwa setiap penambahan jumlah warga tuna susila ( $X_1$ ) sebanyak 1 orang akan meningkatkan rata-rata jumlah penderita HIV/AIDS sebesar 0,31%. Selain itu, setiap penambahan 1 orang jumlah gelandangan ( $X_2$ ) akan meningkatkan rata-rata jumlah penderita HIV/AIDS sebesar 0,32%; Sementara setiap penambahan 1 orang jumlah korban penyalahgunaan NAPZA ( $X_3$ ) akan menurunkan rata-rata jumlah penderita HIV/AIDS sebesar 0,043%. selain itu, setiap penambahan 1

orang jumlah keluarga fakir miskin ( $X_4$ ) dapat menurunkan rata-rata jumlah penderita HIV/AIDS sebesar 0,0006%. Sedangkan peubah penjelas jumlah wanita rawan sosial ekonomi ( $X_5$ ) tidak berpengaruh signifikan. Kemudian hasil penduga parameter dari regresi Poisson digunakan sebagai nilai awal untuk memperoleh penduga parameter pada model SAR Poisson. Koefisien determinasi ( $R^2$  devians) dari model regresi Poisson diperoleh sebesar 41%. Tabel 1 menunjukkan nilai dugaan parameter dari model regresi Poisson.

**Tabel 1.** Nilai dugaan parameter model regresi Poisson

Parameter	Nilai dugaan	Galat baku	Nilai G	$\chi^2_1$
$\beta_0$ (intersep)	3,77	$4,55 \times 10^{-2}$	$6,84 \times 10^{3*}$	5.024
$\beta_1$ (tuna susila)	$3,05 \times 10^{-3}$	$8,85 \times 10^{-5}$	$1,19 \times 10^{3*}$	
$\beta_2$ (gelandangan)	$3,21 \times 10^{-3}$	$3,97 \times 10^{-4}$	$6,52 \times 10^{1*}$	
$\beta_3$ (NAPZA)	$-4,25 \times 10^{-4}$	$1,05 \times 10^{-4}$	$1,63 \times 10^{1*}$	
$\beta_4$ (miskin)	$-6,62 \times 10^{-6}$	$7,34 \times 10^{-7}$	$8,13 \times 10^{1*}$	
$\beta_5$ (rawan sosek)	$1,38 \times 10^{-5}$	$7,20 \times 10^{-6}$	$3,67^{TN}$	

Keterangan: \* nyata pada taraf alpha 5 %

TN: tidak nyata pada taraf alpha 5%

### Analisis Model SAR Poisson

Pendugaan parameter koefisien model *spasial Autoregresif Poisson* (SAR Poisson) dilakukan dengan menggunakan metode pendugaan kemungkinan maksimum. Model SAR Poisson

termasuk model nonlinear dan bentuknya tidak *closed form*, sehingga proses pendugaan parameter koefisien regresinya menggunakan iterasi dengan metode Newton-Raphson.

**Tabel 2.** Nilai dugaan parameter model *spasial autoregresif poisson*

Parameter	Nilai dugaan	Galat baku	Nilai G	$\chi^2_1$
$\rho$ (spasial)	0,2	$1,28 \times 10^{-6}$	$2,44 \times 10^{10*}$	5.024
$\beta_0$ (intersep)	3,77	$1,18 \times 10^{-6}$	$1,02 \times 10^{13*}$	
$\beta_1$ (tuna susila)	$3,56 \times 10^{-3}$	$8,66 \times 10^{-5}$	$1,70 \times 10^{3*}$	
$\beta_2$ (gelandangan)	$3,72 \times 10^{-4}$	$6,392 \times 10^{-7}$	$1,24^{TN}$	
$\beta_3$ (NAPZA)	$-7,82 \times 10^{-4}$	$1,01 \times 10^{-4}$	$6,04 \times 10^{1*}$	
$\beta_4$ (miskin)	$-9,17 \times 10^{-6}$	$7,19 \times 10^{-7}$	$1,63 \times 10^{2*}$	
$\beta_5$ (rawan sosek)	$-9,62 \times 10^{-5}$	$6,35 \times 10^{-6}$	$2,3 \times 10^{2*}$	

Keterangan: \* : nyata pada taraf alpha 5%

TN: tidak nyata pada taraf alpha 5%

Analisis model SAR Poisson yang melibatkan seluruh wilayah administratif di Provinsi Jawa Timur menunjukkan bahwa jumlah penderita HIV atau AIDS dipengaruhi oleh kedekatan wilayah dan beberapa peubah penjelas yang signifikan. Pada

Tabel 2 menunjukkan uji signifikansi setiap penduga parameter menggunakan Uji Wald. Hasil uji Wald memperlihatkan bahwa nilai korelasi spasial signifikan. Hasilnya diperoleh nilai korelasi spasial = 0,2 dengan nilai  $G_\rho = 2,44 \times 10^{10}$ , dan nilai

$\chi_1^2 = 5.024$ . Hal ini menunjukkan korelasi spasial pada model nyata pada taraf  $\alpha = 5\%$ . Dapat disimpulkan bahwa jumlah penderita HIV atau AIDS pada suatu wilayah atau lokasi yang berdekatan akan berpengaruh terhadap jumlah penderita HIV atau AIDS pada lokasi di sekitarnya. Uji signifikansi untuk setiap penduga parameter  $\beta_1$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$ , dan  $\beta_5$  diperoleh nilai  $G_\beta > \chi_1^2$ . Hal ini menunjukkan bahwa  $X_1$ ,  $X_3$ ,  $X_4$ , dan  $X_5$  yang dimasukkan dalam model adalah signifikan sedangkan untuk  $X_2$  tidak signifikan.

Tabel 2 menunjukkan bahwa setiap penambahan jumlah warga tuna susila ( $X_1$ ) sebanyak 1 orang akan meningkatkan rata-rata jumlah penderita HIV/AIDS sebesar 0,36%; Sementara peubah penjelas jumlah gelandangan ( $X_2$ ) tidak berpengaruh signifikan; Sementara setiap penambahan 1 orang jumlah korban penyalahgunaan NAPZA ( $X_3$ ) akan menurunkan rata-rata jumlah penderita HIV/AIDS sebesar 0,0078%. Selain itu, setiap penambahan 1 orang jumlah keluarga fakir miskin ( $X_4$ ) dapat menurunkan rata-rata jumlah penderita HIV/AIDS sebesar 0,00092%. Selain itu, setiap penambahan 1 orang jumlah wanita rawan sosial ekonomi ( $X_5$ ) menurunkan rata-rata jumlah penderita HIV/AIDS sebesar 0,0096%. Uji kebaikan model dapat dilihat dari besarnya  $R^2$ . Berdasarkan koefisien determinasi ( $R^2$ ) diperoleh bahwa jumlah keragaman dari jumlah penderita HIV atau AIDS dapat dijelaskan oleh peubah penjelasnya sebesar 51 %.

Model SAR Poisson yang diperoleh dapat ditulis sebagai berikut:

$$\mu_i^{\text{SAR}} = \exp[\alpha_i \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}] \quad \text{dengan} \quad \rho = 0.2 \quad \text{dan} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} 3.77 \\ 3.56 \times 10^{-3} \\ 3.72 \times 10^{-4} \\ -7.82 \times 10^{-4} \\ -9.17 \times 10^{-6} \\ -9.62 \times 10^{-5} \end{bmatrix}$$

## SIMPULAN

Hasil dari analisis menggunakan model regresi Poisson diperoleh peubah penjelas yang tidak signifikan yaitu jumlah wanita yang rawan sosial

ekonomi. Pemodelan jumlah penderita HIV/AIDS menggunakan regresi Poisson diperoleh  $R^2$  sebesar 41%. Faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah penderita HIV/AIDS di Provinsi Jawa Timur berdasarkan model *Spasial Autoregresif Poisson* adalah faktor spasial dan nonspasial. Faktor spasialnya yang mempengaruhi untuk lokasi tertentu adalah lokasi pada tetangganya. Berdasarkan model SAR Poisson diperoleh korelasi spasial yang signifikan sebesar  $\rho = 0,2$ . Faktor nonspasial berdasarkan model SAR Poisson yang mempengaruhi jumlah penderita HIV/AIDS di antaranya yaitu jumlah warga tuna susila, jumlah korban penyalahgunaan NAPZA, jumlah keluarga fakir miskin, dan jumlah wanita rawan sosial ekonomi. Sedangkan peubah penjelas jumlah gelandangan tidak berpengaruh signifikan. Pemodelan jumlah penderita HIV/AIDS menggunakan SAR Poisson diperoleh  $R^2$  sebesar 51%.

## DAFTAR PUSTAKA

- Anselin L. 1988. *Spatial Economics: Methods and Models*. Dordrecht: Academic Publishers.
- [BPPK] Badan Penelitian dan Pengembangan Kesehatan. 2010. *Riset Kesehatan Dasar (Riskesdas)*. Jakarta: Kementerian Kesehatan Republik Indonesia.
- [BPS] Badan Pusat Statistika. 2010. *Provinsi Jawa Timur dalam Angka*. Jawa Timur: BPS.
- Cameron AC & Trivedi PK. 1998. *Regression Analysis of Count Data*. New York: Cambridge University.
- Cameron AC & Windmeijer FAG. 1995. *R-squared Measures for Count Data Regression Models with Applications to Health Care Utilization*. *Journal of Business and Economics Statistics* (1995).
- Fleiss JL, Levin B & Paik MC. 2003. *Statistical Methods for Rates and Proportions*. Ed ke-3. USA: Columbia University.
- Fotheringham AS & Rogerson PA. 2009. *Handbook of Spatial analysis*. London: Sage Publications Ltd.
- Griffith DA & Haining R. 2006. Beyond Mule Kicks: The Poisson Distribution in Geographical Analysis. *Geographical Analysis* 38 : 123-139.
- Lambert DM, Brown JP & Florax RJGM. 2010. *A Two-Step Estimator for a Spatial Lag Model of Counts: Theory*,

- Small Sample Performance and application*. USA: Dept. of Agricultural Economics Purdue University.
- Lichstein JW, Simons TR, Shriner SA & Franzreb KE. 2002. Spatial Autocorrelation and Autoregressive Models in Ecology. *Ecological Monographs* 72:445-463. [[http://dx.doi.org/10.1890/0012-9615\(2002\)072\[0445:SAAAMI\]2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1890/0012-9615(2002)072[0445:SAAAMI]2.0.CO;2)]
- McCulloch CE & Searle SR. 2001. *Generalized Linear and Mixed Models*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- Taddy MA. 2010. Autoregressive Mixture Models for Dynamic Spatial Poisson Processes: Application to Tracking Intensity of Violent Crime. *Journal of the American Statistical Association* 105 (492): 1403-1417 [DOI:10.1198/jasa.2010.ap09655]
- Wang Y & Kockelman KM. 2013. A Poisson-lognormal conditional-autoregressive model for multivariate spatial analysis of pedestrian crash counts across neighborhoods. *Accident Analysis & Prevention* 60: 71-84 [doi:10.1016/j.aap.2013.07.030]