

BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Metode regresi adalah metode statistik bertujuan menduga parameter model yang terbentuk dengan menghubungkan respon dan prediktor (Drapper dan Smith, 1992). Metode ini mengasumsikan bahwa respon tidak dipengaruhi lokasi geografis (berdasarkan *longitude* dan *latitude* bumi). Namun, berdasarkan teori Tobler yaitu “Segala sesuatu saling berhubungan satu dengan lain dan sesuatu yang berdekatan lebih erat hubungannya dibandingkan dengan sesuatu yang berjauhan”. Teori ini melandasi kajian permasalahan berdasarkan pengaruh lokasi atau pengaruh spasial.

Kata spasial berasal dari *space* berarti “ruang” sehingga spasial berarti “keruangan”. Metode *Geographically Weighted Regression* (GWR) merupakan pengembangan metode statistika untuk menghubungkan respon dan prediktor bergantung pada wilayah geografis untuk meningkatkan derajat ketelitian suatu kasus regresi. Metode ini ditemukan oleh Brunson, Fotheringham dan Charlton pada tahun 1996. GWR adalah model statistik untuk mengatasi pengaruh heterogenitas spasial yang disebabkan oleh kondisi setiap lokasi yang tidak sama berdasarkan unsur geografis atau sosial-budaya. Hal ini dapat menyebabkan pendugaan parameter pada analisis regresi klasik menjadi abnormal (diskontinuitas), sehingga pendugaan parameter pada model GWR membutuhkan matriks pembobot. *Weighted Least Square* (WLS) adalah pendugaan parameter yang diberi pembobot.

Pemberian bobot pada data didasarkan oleh kedekatan lokasi ke-*i* (Fotheringham, Brunson dan Charlton, 2000 dalam Jordan, 2006). Matriks pembobot dapat dibentuk menggunakan suatu fungsi pembobot di mana fungsi tersebut tergantung pada ukuran berketetanggaan (*neighbourhood size*) atau biasa disebut *bandwidth*. Beberapa penelitian GWR telah dilakukan oleh Mittal (2003), Zhao (2005), Eckey (2005), Mennis (2005) dan Keser (2010) menggunakan fungsi kernel *Gaussian* sebagai fungsi pembobot. Zhao (2005), Patridge (2006), Keser (2010) dan Alemu (2006) menggunakan fungsi kernel *Bisquare* sebagai fungsi pembobot, sedangkan Kafadar (1996), Zhuang (2006) dan Wang (2010) menggunakan fungsi kernel

Tricube sebagai fungsi pembobot pada model GWR. Penggunaan fungsi pembobot masih bersifat *trial and error* dan berdasarkan kebiasaan sehingga pemilihan fungsi pembobot pada penelitian ini didasarkan pada penelitian sebelumnya mengenai “Penentuan Matriks Pembobot yang Optimum pada Pemodelan *Geographically Weighted Regression* Studi Kasus Penyusunan Model Kemiskinan di Jawa Tengah” oleh Prasetyawan (2011) yang menggunakan fungsi pembobot kernel *Gaussian* dan kernel *Bisquare* sebagai pembobot. Sedangkan penelitian ini menggunakan fungsi pembobot kernel *Bi-square* pada model GWR.

Kesehatan masyarakat dapat diukur berdasarkan status gizi masyarakat. Indikator umum status gizi masyarakat adalah status gizi balita. Gizi buruk adalah suatu kondisi di mana seseorang mendapat asupan nutrisi di bawah standar. Status gizi buruk pada balita mempunyai pengaruh negatif terhadap pertumbuhan fisik dan mental sehingga dapat mengakibatkan penurunan produktivitas kerja. Gizi buruk disebabkan oleh beberapa faktor seperti asupan makanan, lingkungan dan lain-lain.

Prevalensi balita gizi buruk adalah indikator *Millenium Development Goals* (MDGs) yang harus dicapai suatu daerah pada tahun 2015 sebesar 3,6% atau kekurangan gizi pada balita menjadi 15,5% (BAPPENAS, 2010). Pencapaian prevalensi balita gizi buruk Jawa Timur sebesar 4,8%, 0,1% lebih rendah dibandingkan prevalensi balita gizi buruk nasional. Walaupun prevalensi balita gizi buruk nasional hampir mencapai MDGs, tetapi belum terjadi pemerataan di seluruh wilayah Indonesia. Prevalensi balita gizi buruk didefinisikan banyaknya jumlah kasus balita gizi buruk yang terjadi pada populasi balita dalam kurun waktu tertentu.

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah persentase kasus balita gizi buruk. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi kasus balita gizi buruk serta mendapatkan model terbaik menggunakan analisis regresi. Namun, nilai persentase kasus balita gizi buruk setiap lokasi berbeda. Perbedaan ini dapat menyebabkan heterokedastisitas sehingga permasalahan ini dapat diatasi dengan metode GWR.

1.2. Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang, permasalahan dirumuskan sebagai berikut:

1. Bagaimana memodelkan GWR dengan fungsi pembobot *Fixed Bivariate* Kernel pada data kasus balita gizi buruk.
2. Bagaimana menguji parameter model GWR dengan fungsi pembobot *Fixed Bivariate* Kernel pada data kasus balita gizi buruk.

1.3. Batasan Masalah

Dalam penelitian ini permasalahan dibatasi pada:

1. Pendugaan parameter model pada GWR menggunakan WLS.
2. Penentuan pembobot menggunakan jarak *Euclidean*.
3. Data sekunder yang mengandung heterogenitas spasial.

1.4. Tujuan

Penelitian ini bertujuan untuk memperoleh:

1. Model GWR dengan fungsi pembobot *Fixed Bivariate* Kernel pada data kasus balita gizi buruk.
2. Pengujian parameter model GWR dengan fungsi pembobot *Fixed Bivariate* Kernel pada data kasus balita gizi buruk.

1.5. Manfaat

Manfaat dari penelitian ini adalah:

1. Mengetahui pemodelan GWR pada data kasus balita gizi buruk.
2. Memahami pengujian parameter model GWR.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Tinjauan Statistika

Data spasial memiliki referensi ruang kebumian atau data yang memiliki koordinat geografis. Data spasial juga berisi dua komponen pokok, yaitu:

1. Informasi lokasi berupa informasi yang berhubungan dengan koordinat geografi (garis lintang dan bujur) dan XYZ (informasi datum dan proyeksi).
2. Atribut berupa informasi yang berhubungan dengan suatu lokasi, seperti: populasi, jenis vegetasi dan lain-lain (GIS Konsorsium Aceh Nias, 2007).

Geographically Weighted Regression (GWR) adalah metode regresi linier yang diberi bobot lokasi menyebabkan perbedaan parameter antar lokasi. Fotheringham, Brunsdon dan Charlton (2002) mendefinisikan GWR sebagai metode regresi yang menghasilkan penduga parameter untuk memprediksi respon setiap titik atau lokasi.

2.1.1. Model Regresi Linier

Metode regresi digunakan untuk memodelkan hubungan antara peubah respon dan prediktor dan secara umum dinyatakan sebagai:

$$Y_i = f(\beta_0, \beta_j X_{ji}, \varepsilon_i) \quad (2.1)$$

$i = 1, 2, 3, \dots, n$ n = banyaknya pengamatan

$j = 1, 2, 3, \dots, p$ p = banyaknya prediktor

di mana :

Y_i = respon ke- i

β_0, β_j = parameter model sebanyak $(p + 1)$

X_{ji} = nilai pengamatan peubah prediktor ke- j pada lokasi ke- i

ε_i = pengaruh acak ke- i

Peubah acak ε_{ij} diasumsikan tersebar secara normal, identik dan bebas dengan nilai tengah 0 dan ragam σ^2 :

$$\varepsilon_{ij} \sim \text{NIID}(0, \sigma^2). \quad (2.2)$$

Menurut Draper dan Smith (1992), persamaan regresi linier sederhana dalam notasi matriks yaitu:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (2.3)$$

$$Y_{(n \times 1)} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad X_{(n \times (p+1))} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}$$

$$\beta_{((p+1) \times 1)} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} \quad \varepsilon_{(n \times 1)} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Pendugaan parameter regresi linier dilakukan dengan cara meminimumkan L atau sering disebut *Ordinary Least Square (OLS)*.

$$\varepsilon = Y - \hat{Y} = Y - X\beta$$

$$L = \varepsilon' \varepsilon$$

$$= (Y - X\beta)'(Y - X\beta)$$

$$= Y'Y - \beta'X'Y - Y'X\beta + \beta'X'X\beta$$

$\beta'X'Y$ merupakan skalar sehingga $(\beta'X'Y)' = Y'X\beta = \beta'X'Y$, maka L ditulis sebagai berikut:

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = \frac{\partial (Y'Y - 2\beta'X'Y + \beta'X'X\beta)}{\partial \beta} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = -2X'Y + 2X'X\hat{\beta} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = -X'Y + X'X\hat{\beta} = 0 \quad (2.4)$$

Persamaan (2.4) ditulis sebagai berikut:

$$X'X\hat{\beta} = X'Y \quad (2.5)$$

Jika kedua ruas dikali dengan $(X'X)^{-1}$, maka persamaan (2.5) akan menghasilkan vektor penduga parameter regresi:

$$\hat{\beta} = [X'X]^{-1}X'Y \quad (2.6)$$

$\hat{\beta}$ adalah penduga tak bias bagi β .

2.1.2. Pengujian Parameter Model Regresi Linier

Pengujian parameter dilakukan untuk menguji pengaruh parameter β terhadap peubah respon baik secara simultan maupun parsial. Pengujian parameter secara simultan menggunakan analisis ragam dengan berlandaskan hipotesis:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$, di mana $j = 1, 2, \dots, p$

$H_1 : \text{paling tidak ada satu } \beta_j \neq 0$

Jika H_0 benar maka statistik uji:

$$\frac{MSR}{MSE} \sim F_{(p, n-p-1)} \quad (2.7)$$

di mana:

$$MSR = \frac{\sum_i^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{p}$$

$$MSE = \frac{\sum_i^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p - 1}$$

Tolak H_0 jika statistik uji $> F_{(\alpha; p, n-p-1)}$.

Pengujian parameter secara parsial menggunakan uji t yang berdasarkan hipotesis:

$H_0 : \beta_j = 0$

$H_1 : \beta_j \neq 0$

Jika H_0 benar maka statistik uji:

$$\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-p-1} \quad (2.8)$$

Kriteria penolakan H_0 jika $|\text{statistik uji}| > t_{(\alpha/2, n-p-1)}$.

2.1.3. Uji Asumsi Kenormalan Sisaan

Pengujian asumsi kenormalan sisaan dilakukan dengan uji *Kolmogorov-Smirnov* (KS). Uji KS dilandasi hipotesis:

$H_0 : F_0(e) = F(e)$ (sisaan menyebar normal)

$H_1 : F_0(e) \neq F(e)$ (sisaan tidak menyebar normal)

Jika H_0 benar maka statistik uji:

$$D = \max |F_0(e) - S(e)| \quad (2.9)$$

di mana:

$F(e)$ = fungsi kumulatif sebaran normal sisaan

$F_0(e)$ = fungsi kumulatif teoritis sisaan

$S(e)$ = fungsi peluang kumulatif pengamatan dari ukuran penarikan contoh acak (i/n)

$i = 1, 2, \dots, n$ di mana n adalah banyaknya pengamatan

H_0 ditolak jika $|D| > q_{(1-\alpha)}$ dan dapat dikatakan bahwa sisaan tidak menyebar normal.

2.1.4. Uji Asumsi Kebebasan Sisaan

Salah satu uji asumsi kebebasan sisaan menggunakan kriteria *Durbin-Watson* yang berlandaskan hipotesis:

H_0 : tidak terdapat autokorelasi (sisaan saling bebas)

H_1 : terdapat autokorelasi (sisaan tidak saling bebas)

Jika H_0 benar maka statistik uji:

$$\frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=2}^n e_i^2} \sim d_{(n,k)} \quad (2.10)$$

Kriteria penolakan H_0 adalah:

- Jika $d < d_L$ atau $d > (4 - d_L)$: tolak H_0
- Jika $d_U < d < (4 - d_U)$: terima H_0
- Jika $d_L < d < d_U$ atau $(4 - d_U) < d < (4 - d_L)$: tidak dapat diambil keputusan

Nilai d_L adalah batas bawah dan nilai d_U adalah batas atas dari tabel *Durbin-Watson* pada taraf nyata α (Drapper and Smith, 1992).

2.1.5. Uji Asumsi Multikolinieritas

Salah satu syarat yang harus dipenuhi dalam regresi dengan beberapa prediktor adalah tidak ada korelasi antara satu prediktor dengan prediktor lain. Asumsi ini hanya tepat untuk kasus regresi linier berganda. Adanya korelasi dalam suatu model regresi menyebabkan penduga parameter regresi yang dihasilkan akan memiliki *error* yang sangat besar. Kasus multikolinieritas dapat dinyatakan jika nilai VIF (*Varians Inflation Factor*) lebih besar dari 10. Nilai VIF dinyatakan sebagai berikut:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2.11)$$

R_j^2 adalah koefisien determinasi antara X_j dengan prediktor lain (Hocking, 1996).

2.1.6. Geographically Weighted Regression

Model GWR dikembangkan dari model regresi global berdasarkan regresi non parametrik (Mei, 2005). Model GWR didapatkan dengan cara meregresikan peubah respon dan prediktor pada setiap lokasi (Fotheringham, Brunson dan Charlton, 2002):

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{j=1}^p \beta_j(u_i, v_i)x_{ij} + \varepsilon_i \quad (2.12)$$

di mana :

y_i = respon pada lokasi ke- i

x_{ij} = nilai pengamatan prediktor ke- j pada lokasi ke- i

$\beta_j(u_i, v_i)$ = koefisien regresi peubah prediktor ke- j untuk setiap lokasi (u_i, v_i)

(u_i, v_i) = koordinat lintang dan bujur dari titik ke- i pada suatu lokasi geografis

ε_i = pengaruh acak pengamatan ke- i

Beberapa asumsi yang melandasi pengujian hipotesis pada model GWR, yaitu:

- (a) Pengaruh $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ diasumsikan identik, bebas dan berdistribusi normal dengan rata-rata nol dan ragam konstan ($\varepsilon_i \sim NIID(0, \sigma^2)$)
- (b) Pandang \hat{y}_i sebagai penduga bagi y_i di semua lokasi maka \hat{y}_i adalah penduga tak bias bagi $E(y_i)$, $E(\hat{y}_i) = E(y_i)$ untuk semua i

Butir (a) adalah asumsi teoritis analisis regresi dan butir (b) akan menghasilkan penduga parameter lokal yang kurang tepat kecuali jika hubungan linier antara respon dan prediktor berlaku secara global (Wand and Jones, 1995, dalam Leung, 2000).

Nilai R^2 *adjusted* (d disesuaikan) untuk model GWR bisa didapatkan dengan persamaan matematis, yaitu:

$$R^2_{adj} = R^2 - \frac{k-1}{n-k} (1 - R^2) \quad (2.13)$$

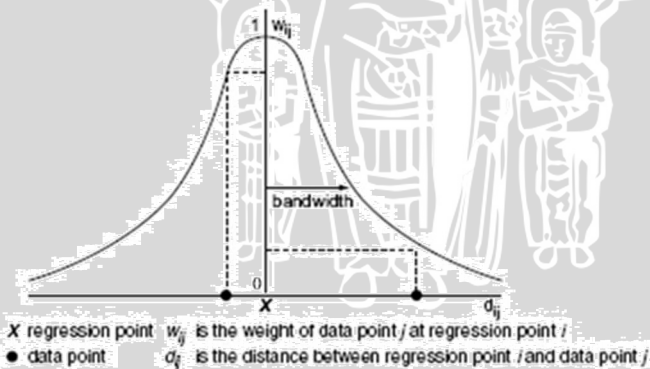
di mana R^2 adalah koefisien determinasi sebelum disesuaikan, k banyaknya peubah dan n banyaknya pengamatan.

2.1.7. *Bandwidth* (h)

Definisi *bandwidth* secara teoritis adalah lingkaran dengan radius *bandwidth* dari titik pusat lokasi. Titik pusat lokasi biasa direpresentasikan sebagai pusat lokasi atau inti kota. Menurut Harris dan Ullman, inti kota adalah wilayah kota yang digunakan sebagai pusat kegiatan, ekonomi, pemerintahan dan kebudayaan. Wilayah ini disebut juga *Central Business Districs* (CBD).

Pengamatan yang terletak dekat dengan lokasi i akan lebih berpengaruh dalam pendugaan parameter model di setiap lokasi. Hal tersebut dikarenakan pengamatan yang terletak dalam radius *bandwidth* dilakukan pemberian pembobot sesuai dengan fungsi yang akan digunakan. Pengamatan yang terletak di luar radius *bandwidth* mempunyai pembobot yang bernilai nol sehingga tidak akan mempengaruhi pendugaan parameter (Mei, 2005).

Pemilihan *bandwidth* sangatlah penting karena *bandwidth* merupakan pengontrol keseimbangan antar kesesuaian kurva terhadap data dan kemulusan data. Jika *bandwidth* bernilai sangat kecil maka ragam yang dihasilkan akan semakin besar. Hal itu dikarenakan nilai *bandwidth* sangat kecil akan mempengaruhi banyaknya pengamatan dalam radius *bandwidth* menjadi sedikit sehingga pendugaan parameter akan semakin bergantung pada lokasi yang berdekatan dan model yang dihasilkan akan sangat kasar (*under smoothing*). Sebaliknya, jika nilai *bandwidth* bernilai sangat besar maka bias akan semakin kecil. Hal ini dikarenakan nilai *bandwidth* yang sangat besar akan mempengaruhi banyaknya pengamatan yang berada dalam radius *bandwidth* semakin banyak, sehingga model yang dihasilkan terlalu halus (*over smoothing*). Jika nilai *bandwidth* mendekati tak terhingga maka pembobot antar lokasi akan mendekati satu sehingga penduga parameter akan seragam dan model GWR akan mendekati model regresi klasik.



Gambar 2.1. Hubungan antara *bandwidth* dengan pembobot fungsi kernel spasial.

Pada model regresi linier, Gambar 2.1. menunjukkan nilai fungsi pembobot titik data akan mendekati satu (maksimum) ketika titik data semakin mendekati titik regresi yang telah ditentukan. Nilai fungsi pembobot akan turun seiring dengan jarak antar dua titik meningkat. Hal ini juga terjadi pada model GWR, tetapi titik regresi akan dikalibrasi secara lokal dengan memindahkan titik regresi di seluruh lokasi. Hal ini menyebabkan fungsi pembobot di setiap lokasi berbeda sehingga penduga parameter di setiap lokasi juga akan berbeda. Secara praktik, hasil pendugaan parameter model GWR tidak dipengaruhi oleh pemilihan fungsi pembobot tetapi berdasarkan *bandwidth* pada fungsi pembobot. Dengan demikian pemilihan *bandwidth* optimum diperlukan sebagai bagian dari pendugaan parameter (Fotheringham *et al*, 2002).

Salah satu metode untuk menentukan *bandwidth* optimum adalah *cross validation* (CV). Nilai-nilai penduga y_i dari model GWR dinyatakan:

$$\hat{y}_i = \mathbf{x}'_i \hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i) = \mathbf{x}'_i [\mathbf{X}' \mathbf{W}(u_i, v_i) \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{W}(u_i, v_i) \mathbf{y} \quad (2.14)$$

di mana $\mathbf{x}'_i = (1, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ merupakan elemen baris ke- i dari matriks \mathbf{X} . Apabila nilai-nilai penduga y_i dari seperti pada persamaan (2.14) merupakan fungsi dari *bandwidth* ditulis $y_i(h)$ di mana h adalah nilai *bandwidth* optimum. Nilai *bandwidth* dengan metode CV diper-oleh dengan menghasilkan nilai prediksi peubah respon ke- i dalam menduga nilai y_i pada model. Secara matematis dapat ditulis:

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{i'}(h))^2 \quad (2.15)$$

di mana:

$\hat{y}_{i'}(h)$ = penduga y_i (*fitting value*) di mana pengamatan di lokasi (u_i, v_i) dihilangkan dari proses pendugaan

y_i = pengamatan ke- i

i = 1, 2, ..., n

n = jumlah sampel

dengan meminimumkan persamaan (2.15) maka diperoleh *bandwidth* optimum. Pemilihan *bandwidth* optimum dalam praktik diperoleh dari teknik optimalisasi menggunakan komputer. Salah satu teknik optimalisasi yang sering digunakan adalah *Golden Section Search*. Teknik ini dilakukan dengan melibatkan tiga nilai CV, yaitu a , b dan c , di mana $a < b < c$. Nilai fungsi tiga titik, $f(a)$, $f(b)$ dan $f(c)$, disebut

triplet. Fungsi ini dievaluasi dengan penambahan nilai baru d yang bernilai di antara a dan b atau b dan c sehingga terbentuk $f(d)$. Pembentukan *triplet* baru dengan cara membuang nilai a atau c berdasarkan aturan:

- Jika $f(b) < f(d)$: *triplet* baru yang terbentuk adalah $a < b < d$
- Jika $f(b) < f(d)$: *triplet* baru yang terbentuk adalah $b < d < c$

Proses ini berulang hingga dua nilai fungsi baru mendekati sama (titik optimum).

Pemilihan *bandwidth* yang digunakan berdasarkan referensi Junedi (2009) yang menggunakan CV di mana metode ini cocok digunakan untuk penentuan *bandwidth* optimum pada pembobot jenis *Bisquare* kernel.

2.1.8. Pemilihan Pembobot (Weight)

Pendugaan parameter pada analisis spasial di suatu lokasi akan lebih dipengaruhi oleh titik-titik yang dekat dengan lokasi (u_i, v_i) daripada pengaruh titik-titik yang berjauhan. Oleh sebab itu, pemilihan pembobot spasial sangat penting dalam analisis spasial karena nilai pembobot mewakili letak data satu dengan lain sehingga ketepatan cara pembobotan dibutuhkan. Sebelum pembobot ditentukan harus dihitung dahulu jarak lokasi (u_i, v_i) dengan lokasi $(u_{i'}, v_{i'})$ menggunakan jarak *euclidean* sebanyak C_2^n (Chasco, Garsia dan Vicens, 2007):

$$d_{i i'} = \sqrt{(u_i - u_{i'})^2 + (v_i - v_{i'})^2} \quad (2.16)$$

Terdapat beberapa jenis fungsi pembobot untuk menentukan pembobot pada setiap lokasi berbeda:

1. Fungsi resiprok jarak

Pandang $1/d_{i i'}$ sebagai fungsi jarak yaitu pembobot antar lokasi (u_i, v_i) dan lokasi $(u_{i'}, v_{i'})$. Fungsi resiprok jarak tidak dapat digunakan sebagai pembobot diri sendiri karena dapat menghasilkan pembobot tak hingga. Jika terdapat nilai peng-amatan ke- i ' berjarak terlalu jauh dari lokasi (u_i, v_i) sehingga peng-amatan yang jaraknya di luar radius b dari lokasi (u_i, v_i) dihilangkan dengan memberikan nilai nol pada pembobot yang memiliki jarak pengamatan lebih besar dari b . Persamaan mate-matis pembobot dapat ditulis sebagai berikut (Brundson, Fotheringham and Charlton, 1998):

$$w_{ii'} = \begin{cases} 1, & \text{jika } d_{ii'} \leq h \\ 0, & \text{jika } d_{ii'} > h \end{cases}$$

2. Fungsi kernel

Fungsi kernel digunakan untuk menduga parameter model GWR jika fungsi jarak (w_{ij}) adalah fungsi kontinu dan monoton menurun. Pembobot yang terbentuk dengan menggunakan fungsi kernel ialah fungsi jarak Gauss (*Gaussian Distance Function*), *bisquare* kernel dan lain-lain. Ketiga fungsi ini secara matematis dinyatakan (Chasco *et al*, 2007):

- Fungsi *Gaussian Kernel*

$$w_{iij} = \exp \left[-\frac{1}{2} (d_{ij}/h)^2 \right] \quad (2.17)$$

- Fungsi *Bisquare*

$$W_{ii'} = \begin{cases} \left(1 - (d_{ij}/h)^2 \right)^2, & \text{jika } d_{ii'} \leq h \\ 0, & \text{jika } d_{ii'} > h \end{cases} \quad (2.18)$$

Persamaan (2.8) dan (2.9) adalah beberapa contoh fungsi pembobot *Fixed Kernel*. Fungsi pembobot ini memungkinkan *bandwidth* optimal bernilai konstan atau sama. *Fixed Kernel* digunakan karena titik-titik pada data tersebar secara beraturan di wilayah penelitian. Berdasarkan referensi Prasetyawan (2011) pembobot yang biasa digunakan selain fungsi pembobot *fixed Gaussian Kernel* dalam pemodelan GWR adalah fungsi pembobot *Fixed Bisquare Kernel*. *Fixed Bisquare* akan memberi nilai nol pada pembobot jika lokasi ke- i' berada di luar radius h dari lokasi ke- i dan jika lokasi ke- i' berada dalam radius h maka fungsi pembobot akan mengikuti *Fixed Bisquare Kernel*.

2.1.9. Pendugaan Parameter Model GWR

Perhitungan setiap parameter model GWR dihitung berdasarkan titik setiap lokasi geografis sehingga terjadi perbedaan nilai penduga parameter. Pendugaan parameter GWR dilakukan dengan metode *Weighted Least Square*. $W_i(u_i, v_i)$ merupakan matriks pembobot spasial bagi model GWR ke- i yang berdimensi $n \times n$ yang berbentuk (Fotheringham *et al*, 2002):

$$W_i(u_i, v_i)_{(n \times n)} = \begin{bmatrix} w_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & w_{in} \end{bmatrix} \quad (2.19)$$

Pembobot $W_i(u_i, v_i)$ menyebabkan permasalahan berupa ketidaknormalan nilai penduga parameter sehingga diperlukan fungsi pembobot yang digunakan untuk mendefinisikan W_{ij} kontinu di j . Seperti dalam penelitian yang telah dilakukan oleh Junedi (2009) penelitian ini menggunakan fungsi kernel *Bisquare* sebagai pembobot penggunaan *bandwidth* optimum dengan metode *cross validation*.

Metode *Weighted Least Square* (WLS) dilakukan dengan cara memberi pembobot yang berbeda di setiap lokasi. Misalkan $W^{\frac{1}{2}}$ adalah akar kuadrat dari matriks pembobot berdimensi $n \times n$, yaitu (Kutner, Nachtsheim and Neter, 2004):

$$W^{\frac{1}{2}}_{(n \times n)} = \begin{bmatrix} \sqrt{w_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{w_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{w_n} \end{bmatrix} \quad (2.20)$$

Jika persamaan regresi linier sederhana dikalikan dengan $W^{\frac{1}{2}}$, maka akan dihasilkan persamaan:

$$W^{\frac{1}{2}}Y = W^{\frac{1}{2}}X\beta + W^{\frac{1}{2}}\varepsilon \quad (2.21)$$

atau sama dengan

$$Y_w = X_w\beta_w + \varepsilon_w \quad (2.22)$$

di mana:

β_w = vektor parameter regresi yang diperoleh dengan WLS

$$Y_w = W^{\frac{1}{2}}Y$$

$$X_w = W^{\frac{1}{2}}X$$

$$\varepsilon_w = W^{\frac{1}{2}}\varepsilon = Y_w - \hat{Y}_w = Y_w - X_w\beta_w$$

$$E(Y_w) = X_w\beta_w$$

Jika prosedur pendugaan parameter GWR dengan WLS dianggap sebagai prosedur pendugaan parameter regresi dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS) maka pendugaan parameter GWR dengan metode WLS dapat diperoleh dengan cara meminimumkan L.

$$\begin{aligned}
L &= \boldsymbol{\varepsilon}_w' \boldsymbol{\varepsilon}_w \\
&= (\mathbf{Y}_w - \mathbf{X}_w \boldsymbol{\beta}_w)' (\mathbf{Y}_w - \mathbf{X}_w \boldsymbol{\beta}_w) \\
&= \mathbf{Y}_w' \mathbf{Y}_w - \boldsymbol{\beta}_w' \mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w - \mathbf{Y}_w' \mathbf{X}_w \boldsymbol{\beta}_w + \boldsymbol{\beta}_w' \mathbf{X}_w' \mathbf{X}_w \boldsymbol{\beta}_w
\end{aligned}$$

$\boldsymbol{\beta}_w' \mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w$ adalah matriks yang berdimensi 1 x 1 atau skalar sehingga $(\boldsymbol{\beta}_w' \mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w)' = \mathbf{Y}_w' \mathbf{X}_w \boldsymbol{\beta}_w = \boldsymbol{\beta}_w' \mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w$, maka L dapat ditulis sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial \boldsymbol{\beta}_w} &= 0 \\
\frac{\partial L}{\partial \boldsymbol{\beta}_w} &= \frac{\partial (\mathbf{Y}_w' \mathbf{Y}_w - 2 \hat{\boldsymbol{\beta}}_w' \mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w + \hat{\boldsymbol{\beta}}_w' \mathbf{X}_w' \mathbf{X}_w \hat{\boldsymbol{\beta}}_w)}{\partial \hat{\boldsymbol{\beta}}_w} = 0 \\
\frac{\partial L}{\partial \boldsymbol{\beta}_w} &= -2 \mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w + 2 \mathbf{X}_w' \mathbf{X}_w \hat{\boldsymbol{\beta}}_w = 0
\end{aligned}$$

Sehingga penduga kuadrat terkecil yang diperoleh adalah:

$$\frac{\partial L}{\partial \boldsymbol{\beta}_w} = -\mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w + \mathbf{X}_w' \mathbf{X}_w \hat{\boldsymbol{\beta}}_w = 0 \quad (2.23)$$

Persamaan (2.15) dapat ditulis juga sebagai berikut:

$$\mathbf{X}_w' \mathbf{X}_w \hat{\boldsymbol{\beta}}_w = \mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w \quad (2.24)$$

Jika kedua ruas dikalikan dengan $(\mathbf{X}_w' \mathbf{X}_w)^{-1}$, maka vektor penduga parameter regresi dengan WLS adalah:

$$\begin{aligned}
\hat{\boldsymbol{\beta}}_w &= (\mathbf{X}_w' \mathbf{X}_w)^{-1} \mathbf{X}_w' \mathbf{Y}_w \\
&= \left[\left(\mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{X} \right)' \mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{X} \right]^{-1} \left(\mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{X} \right)' \mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{Y} \\
&= \left(\mathbf{X}' \mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{X} \right)^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{W}^{\frac{1}{2}} \mathbf{Y} \\
&= [\mathbf{X}' \mathbf{W} \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{W} \mathbf{Y} \quad (2.25)
\end{aligned}$$

Pada setiap titik ke-*i*, pendugaan parameter model GWR dilakukan dengan cara operasi matriks sebagai berikut (Shi, Zhang and Liu, 2006):

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_j(u_i, v_i) = [\mathbf{X}' \mathbf{W}(u_i, v_i) \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{W}(u_i, v_i) \mathbf{Y} \quad (2.26)$$

Bila $q = p + 1$, maka

\mathbf{X} = matriks prediktor berdimensi $n \times q$

\mathbf{Y} = matriks respon berdimensi $n \times 1$

$\hat{\boldsymbol{\beta}}_j(u_i, v_i)$ = vektor penduga parameter GWR peubah prediktor ke-*j* untuk setiap lokasi ke-*i*

u_i = koordinat spasial *longitude* untuk lokasi ke-*i*

v_i = koordinat spasial *latitude* untuk lokasi ke-*i*

2.1.10. Pengujian Parameter Model GWR

Pengujian signifikansi parameter model GWR pada setiap lokasi dilakukan dengan menguji parameter secara simultan dan parsial. Pengujian parameter secara simultan dilakukan dengan mengkombinasikan uji regresi linier dengan model untuk data spasial. Uji ini sama juga dengan menguji apakah penggunaan pembobot $w_j(u_i, v_i)$ dalam proses pendugaan parameter sama dengan satu.

Bentuk hipotesis pengujian ini adalah:

$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = \beta_j$, di mana $j = 1, 2, \dots, p$

$H_1 : \text{paling tidak ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \text{ yang berhubungan dengan lokasi } (u_i, v_i)$

Jika H_0 benar maka statistik uji:

$$\frac{SSE(H_1) / \left[\frac{\delta_1^2}{\delta_2} \right]}{SSE(H_0) / (n - p - 1)} \sim F^* \left(\frac{\delta_1^2}{\delta_2}, n - p - 1 \right) \quad (2.27)$$

di mana :

$$SSE(H_0) = \mathbf{y}^T (\mathbf{I} - \mathbf{L})^T (\mathbf{I} - \mathbf{L}) \mathbf{y}$$

$$SSE(H_1) = \mathbf{y}^T (\mathbf{I} - \mathbf{H}) \mathbf{y}$$

$$\mathbf{H} = \mathbf{X} (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T$$

$$\delta_1 = \text{tr} \left((\mathbf{I} - \mathbf{L})^T (\mathbf{I} - \mathbf{L}) \right)$$

$$\delta_2 = \text{tr} \left((\mathbf{I} - \mathbf{L})^T (\mathbf{I} - \mathbf{L})^2 \right)$$

$$\mathbf{L}_{(n \times n)} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1^T [\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_1, v_1) \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_1, v_1) \\ \mathbf{x}_2^T [\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_2, v_2) \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_2, v_2) \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n^T [\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_n, v_n) \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_n, v_n) \end{pmatrix} \quad (2.28)$$

Jika H_0 benar berdasarkan data yang diberikan maka nilai $SSE(H_0)$ sama dengan nilai $SSE(H_1)$ sehingga ukuran $SSE(H_1)/SSE(H_0)$ akan mendekati satu. Jika H_1 benar maka nilai cenderung mengecil.

Pengujian parameter secara parsial bertujuan untuk mengetahui parameter yang mempengaruhi respon dengan hipotesis:

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq 0$$

di mana $j = 1, 2, \dots, p$

Pendugaan parameter $\beta(u_i, v_i)$ yang mengikuti distribusi normal dengan rata-rata $\beta(u_i, v_i)$ atau $\frac{\sum_{i=1}^n \beta_j(u_i, v_i)}{n}$ dan matriks ragam peragam CC', di mana $C = [X'W(u_i, v_i)X]^{-1}X'W(u_i, v_i)$ sehingga didapatkan:

$$\frac{\hat{\beta}_j(u_i, v_i) - \beta_j(u_i, v_i)}{\sigma \sqrt{c_{jj}}} \sim N(0,1) \quad (2.29)$$

di mana c_{jj} adalah elemen diagonal dari matriks CC' dan $\hat{\sigma} =$

$$\sqrt{\frac{SSE(H_1)}{\delta_1}}$$

Jika H_0 benar maka statistik uji:

$$\frac{\hat{\beta}_j(u_i, v_i)}{\hat{\sigma} \sqrt{c_{jj}}} \sim t_{(n-p-1)} \quad (2.30)$$

Tolak H_0 jika statistik uji $|t| > t_{(\alpha/2, n-p-1)}$ dan juga dapat dilakukan dengan membandingkan p -value dan α . P -value dapat diperoleh dari perhitungan:

$$\begin{aligned} p - value &= P(t \leq -t_{hit}) + P(t \geq t_{hit}) \\ &= 2 \times P(t \geq t_{hit}) \end{aligned} \quad (2.31)$$

Jika p -value $< \alpha$ maka H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa parameter $\beta_j(u_i, v_i)$ berpengaruh terhadap model GWR.

2.1.11. Pengujian Kesesuaian Model GWR

Salah satu cara untuk uji kesesuaian model (*Goodness of Fit*) yaitu dengan menghitung koefisien determinasi (R^2) model GWR. Koefisien determinasi dapat menggambarkan besarnya keragaman peubah respon yang dapat dijelaskan oleh peubah prediktor. Nilai R^2 GWR didapatkan dengan persamaan matematis sebagai berikut (Fotheringham *et al*, 2004):

$$R^2(u_i, v_i) = \frac{JKR_W}{JKT_W} = \frac{\sum_{j=1}^p w_{ij} (y_j - \hat{y}_j)^2}{\sum_{j=1}^p w_{ij} (y_j - \bar{y})^2} \quad (2.32)$$

dan nilai R^2 untuk model regresi klasik adalah:

$$R^2 = \frac{JKR}{JKT} = \frac{\sum_{j=1}^p (y_j - \hat{y}_j)^2}{\sum_{j=1}^p (y_j - \bar{y})^2} \quad (2.33)$$

Jika nilai R^2 pada model GWR lebih tinggi dibandingkan dengan nilai R^2 pada model regresi klasik maka penggunaan model GWR lebih tepat.

2.1.12. Uji Asumsi Multikolinieritas Lokal

Salah satu syarat yang harus dipenuhi dalam regresi dengan beberapa prediktor adalah tidak ada korelasi antara satu prediktor dengan prediktor lain. Asumsi ini hanya tepat untuk kasus regresi linier berganda, sedangkan model GWR menggunakan asumsi multikolinieritas lokal. Multikolinieritas lokal mengidentifikasi adanya korelasi antar lokasi dalam suatu model GWR yang dapat menyebabkan nilai penduga parameter mempunyai *error* sangat besar. Kasus multikolinieritas lokal dapat dinyatakan jika nilai VIF (*Varians Inflation Factor*) setiap prediktor ke- j pada lokasi ke- i lebih besar dari 10. Nilai VIF setiap prediktor untuk setiap lokasi dinyatakan sebagai berikut (Fotheringham *et al.*, 2002):

$$VIF_j(u_i, v_i) = \frac{1}{1 - R_j^2(u_i, v_i)} \quad (2.34)$$

$R_j^2(u_i, v_i)$ adalah koefisien determinasi antara X_j dengan prediktor lain pada lokasi ke- i .

2.1.13. Pengujian Pengaruh Spasial

Anselin dalam Ayunin (2011) menjelaskan bahwa salah satu karakteristik data spasial khususnya analisis spasial dengan pendekatan titik adalah terjadi heterogenitas spasial atau keragaman yang terdapat di setiap lokasi. Heterogenitas spasial ini dapat disebabkan oleh kondisi unit-unit spasial dalam suatu wilayah pengamatan yang pada dasarnya tidak homogen. Pengujian heterogenitas spasial ini dapat dilakukan dengan menggunakan statistik uji Breusch Pagan (BP):

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_p^2 = \sigma^2$$

$$H_1 : \text{paling tidak ada satu } j \text{ di mana } \sigma_j^2 \neq \sigma^2$$

Jika H_0 benar maka statistik uji:

$$\left(\frac{1}{2}\right) \mathbf{f}^T \mathbf{Z}(\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{f} + \left(\frac{1}{T}\right) \left[\frac{\mathbf{e}^T \mathbf{W} \mathbf{e}}{\sigma^2}\right]^2 \sim \chi^2_{(p+1)} \quad (2.35)$$

dengan elemen vektor \mathbf{f} adalah

$$f_i = \left(\frac{e_i^2}{\sigma^2} - 1\right) \quad (2.36)$$

di mana:

e_i = galat *least square* untuk observasi ke- i

\mathbf{e} = vektor galat e_i

σ^2 = ragam galat e_i

\mathbf{T} = $Tr[\mathbf{W}^T \mathbf{W} + \mathbf{W}^2]$

\mathbf{W} = matriks pembobot w_{ij}

\mathbf{Z} = matriks berdimensi $n \times (p + 1)$ berisi vektor yang telah terstandarisasi untuk setiap lokasi

Kriteria keputusan adalah tolak H_0 jika $BP > \chi^2_{(\alpha, p+1)}$

sehingga dapat disimpulkan terdapat heterogenitas spasial. Perbandingan p -value dan α juga dapat digunakan sebagai kriteria pengambilan keputusan yaitu:

$$p\text{-value} = P(\chi^2 \geq BP) \quad (2.37)$$

Jika p -value $< \alpha$ maka H_0 ditolak sehingga dapat dinyatakan terdapat heterogenitas spasial atau keragaman antar lokasi.

2.2. Tinjauan Non Statistika

2.2.1. Status Gizi Balita

Status gizi dapat menggambarkan keadaan keseimbangan dalam bentuk peubah tertentu. Penilaian status gizi secara langsung dapat dibagi menjadi empat antara lain antropometri, klinis, biokimia dan biofisik. Antropometri dapat memberikan indikasi tentang kondisi sosial ekonomi penduduk. Beberapa indeks antropometri yang sering digunakan yaitu Berat Badan menurut Umur (BB/U), Tinggi Badan menurut Umur (TB/U) dan Berat Badan menurut Tinggi Badan (BB/TB) (BPS, 1992).

Penentuan klasifikasi status gizi balita berdasarkan indeks BB/U harus terdapat ukuran baku. Penilaian status gizi anak diperoleh dari hasil konversi angka berat badan dan tinggi badan setiap balita ke dalam bentuk nilai terstandar (*Z-score*) dengan menggunakan buku WHO (2006). Berdasarkan nilai *Z-score* setiap indikator ditentukan status gizi balita dengan batasan yang tersaji pada Tabel 2.1 (DEPKES, 2008).

Gizi buruk adalah kondisi di mana seseorang dinyatakan kekurangan nutrisi atau status nutrisi seseorang berada di bawah standar rata-rata. Nutrisi bisa berupa protein, karbohidrat dan kalori. Kasus Kurang Energi Protein (KEP) di Indonesia adalah salah satu

masalah gizi utama yang banyak dijumpai pada balita (Soekirman, 2000).

Tabel 2.1 Klasifikasi Status Gizi Berdasarkan Indikator BB/U

Status Gizi	Indikator BB/U
Buruk	$Z\text{-score} < -3.0$
Kurang	$-3.0 \leq Z\text{-score} \leq -2.0$
Baik	$-2.0 \leq Z\text{-score} \leq 2.0$
Lebih	$Z\text{-score} > 2.0$

Gejala klinis KEP ringan dan sedang pada anak adalah kondisi badan tampak kurus sedangkan gejala klinis KEP berat/gizi buruk dibedakan menjadi tiga tipe yaitu marasmus, kwashiorkor dan marasmik kwashiorkor. Marasmus memiliki ciri-ciri yaitu anak sangat kurus, wajah tampak tua, cengeng dan rewel, rambut tipis, jarang, kusam, kulit keriput, tulang iga tampak jelas, pantat kendur dan keriput dan perut cekung. Kwashiorkor berciri-ciri wajah bulat dan sembab, cengeng dan rewel, apatis, rambut tipis, warna rambut jagung mudah dicabut tanpa rasa sakit, kedua punggung kaki bengkak, bercak merah kehitaman di tungkai atau di pantat. Marasmik kwashiorkor berciri-ciri sangat kurus, rambut jagung dan mudah rontok, perut buncit, punggung kaki bengkak dan cengeng.

Status gizi buruk pada balita dapat menurunkan produktivitas kerja akibat pertumbuhan fisik, mental maupun kemampuan terhambat. Balita penderita gizi buruk dapat mengalami penurunan kecerdasan (IQ) hingga sepuluh persen. Daya pikir sangat lemah akibat kekurangan mikro nutrient seperti yodium, Fe dan KEP sebagai unsur makanan bergizi saat balita. Keadaan ini memberikan petunjuk bahwa gizi yang buruk/kurang berdampak pada penurunan kualitas sumber daya manusia. Balita gizi buruk juga rawan menderita penyakit diabetes (kencing manis), jantung koroner dan paling buruk dapat menyebabkan kematian usia dini (Samsul, 2011).

2.2.2. Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Gizi Buruk

Menurut Samsul (2011), gangguan gizi disebabkan oleh faktor primer atau sekunder. Faktor primer jika asupan makanan seseorang tidak sesuai kuantitas dan kualitas karena kekurangan pangan, distribusi pangan yang kurang baik, kemiskinan, kurang

pengetahuan mengenai asupan gizi, kebiasaan pola makan yang salah dan lain-lain. Faktor sekunder meliputi semua penyebab zat-zat gizi tidak sampai di sel-sel tubuh setelah makanan dikonsumsi misalnya dikarenakan kelainan struktur saluran cerna dan kekurangan enzim.

BAPPENAS (2010) menjelaskan bahwa status gizi balita masih rendah dikarenakan faktor ekonomi dan sosial-budaya seperti: (a) kesulitan dalam mendapatkan makanan yang berkualitas, terutama disebabkan oleh kemiskinan; (b) perawatan dan pengasuhan anak tidak sesuai karena pendidikan ibu yang rendah; (c) akses layanan kesehatan, sanitasi dan air bersih terbatas. Kesadaran dan komitmen pemerintah baik pusat maupun daerah mengenai penanganan masalah gizi merupakan faktor utama yang menentukan keadaan gizi masyarakat.

Mambo (2006) menjelaskan berbagai penelitian tentang penyebab masalah gizi. Masalah gizi dipengaruhi oleh faktor-faktor sebagai berikut:

1. Pola Pemberian Air Susu Ibu (ASI)
Pola pemberian ASI adalah salah satu penyebab utama gangguan pertumbuhan pada balita sehingga berdampak langsung terhadap gizi balita.
2. Interaksi Ibu dan Anak
Interaksi ibu antara anak berhubungan positif dengan keadaan gizi anak. Anak yang mendapat perhatian fisik dan emosional lebih baik akan menyebabkan keadaan gizi anak akan lebih baik jika dibandingkan teman sebaya yang kurang mendapat perhatian.
3. Pemanfaatan Fasilitas Pelayanan Kesehatan
Pemantauan pertumbuhan disertai konseling oleh petugas kesehatan akan berpengaruh terhadap status pertumbuhan anak seperti pemantauan berat badan balita di POSYANDU, pemberian kapsul vitamin A dosis tinggi, kunjungan neonatal, imunisasi pada bayi.
4. Kesehatan Lingkungan
Masalah gizi timbul tidak hanya disebabkan oleh ketidakseimbangan asupan makanan tetapi juga disebabkan oleh penyakit infeksi. Kesehatan lingkungan yang baik seperti penyediaan air bersih dan perilaku hidup bersih dan sehat (PHBS) akan mengurangi penyakit infeksi.

5. Ketersediaan Pangan Rumah Tangga

Status gizi dipengaruhi oleh ketersediaan pangan dalam keluarga.

Penelitian ini menggunakan beberapa faktor yang mempengaruhi kasus balita gizi buruk yaitu:

a. Bayi mendapat vitamin A

Pemberian vitamin A dilakukan bersamaan dengan imunisasi. Manfaat vitamin A selain untuk kesehatan mata adalah meningkatkan daya tahan tubuh sehingga bayi dapat terhindar dari penyakit seperti campak dan diare. Kekurangan vitamin A akan sangat berdampak pada gizi buruk atau mungkin kematian pada bayi/balita.

b. Pemberian tablet Fe pada ibu hamil

Pemberian tablet Fe adalah upaya penanggulangan anemia gizi besi pada ibu hamil. Ibu hamil harus mendapatkan asupan makanan sehat dan gizi seimbang agar kesehatan dan gizi janin juga terjamin. Berbagai penelitian mengungkapkan bahwa tingginya angka kematian ibu hamil berkaitan erat dengan anemia. Anemia menyebabkan kemampuan jasmani menurun karena sel tubuh tidak mendapatkan oksigen, memudahkan terkena infeksi, menyebabkan bayi lahir prematur atau berat lahir bayi rendah yang mengindikasikan gizi buruk pada bayi.

c. Pemeriksaan neonatus

Neonatus merupakan bayi baru lahir berusia 0 – 28 hari (istilah di bidang kesehatan). Pemeriksaan neonatus bertujuan untuk mengetahui sedini mungkin kelainan pada bayi dan penanganan secepat mungkin jika terjadi kelainan. Tanda-tanda bayi lahir sehat adalah bayi memiliki berat badan sekitar 2500 – 4000 gram, umur kehamilan sang ibu antara 37 – 40 minggu, ketika lahir bayi segera menangis, bayi bergerak aktif dan memiliki kulit kemerahan, bayi mengisap ASI dengan baik dan tidak ada cacat bawaan lahir.

d. Pemeriksaan kehamilan

Ibu hamil harus memeriksakan kehamilan minimal empat kali selama masa kehamilan di fasilitas pelayanan kesehatan. Hal ini bertujuan untuk memantau pertumbuhan dan perkembangan janin agar bayi dapat lahir dalam kondisi sehat dan selamat.

e. Akses air bersih

Air bersih adalah kebutuhan primer bagi setiap rumah tangga. Rumah tangga yang mengakses air bersih akan lebih sehat jika dibandingkan rumah tangga yang belum mengakses air bersih.

f. Pelayanan penyuluhan

Kesehatan bukan hanya urusan dokter, bidan atau tenaga medis, melainkan urusan berbagai pihak, terutama aspek perilaku warga dan lingkungan yang harus mendapat perhatian utama. Sehingga pelayanan penyuluhan tentang gizi perlu ditingkatkan. Warga perlu diberikan pemahaman, pengertian dan pencegahan penyakit. Selain itu, penyuluhan secara berkala dapat membiasakan warga untuk berani mengadu dan bertanya mengenai permasalahan gizi dan kesehatan.

g. Pelayanan imunisasi

Imunisasi berfungsi untuk meningkatkan kekebalan tubuh terhadap suatu antigen. Jika ada ibu yang tidak/kurang memanfaatkan fasilitas kesehatan untuk pelayanan imunisasi bagi sang anak maka kekebalan tubuh anak akan lemah. Kekurangan satu jenis imunisasi atau lebih secara tidak langsung juga berdampak pada kasus balita gizi buruk.

h. Rumah tangga miskin

Salah satu faktor utama penyebab gizi buruk di Indonesia adalah rumah tangga miskin. Hal tersebut dikarenakan ketidakmampuan sebuah rumah tangga dalam memenuhi asupan makanan sehat dan bergizi pada kehidupan sehari-hari.



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB III

METODE PENELITIAN

3.1. Data Penelitian

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang diperoleh dari data RISKESDAS tahun 2008 dan SUSENAS tahun 2008 yang bersumber dari Puslitbang Sistem dan Kebijakan Kesehatan, Badan Litbang Departemen Kesehatan Republik Indonesia. Riset Kesehatan Dasar (RISKESDAS) tahun 2008 mempunyai rancangan penarikan contoh yang sama dengan Survei Ekonomi Nasional (SUSENAS) tahun 2008 di mana data dapat menduga kesehatan masyarakat kabupaten/kota, provinsi ataupun nasional. Data dari RISKESDAS adalah persentase kasus balita gizi buruk, bayi mendapat vitamin A, ibu hamil mendapat tablet Fe, pemeriksaan neonatus, pemeriksaan kehamilan, rumah tangga dapat mengakses air bersih, rumah tangga yang memanfaatkan pelayanan penyuluhan dan imunisasi, sedangkan data persentase rumah tangga miskin berasal dari SUSENAS. Lokasi penelitian terdiri dari 38 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur.

3.2. Peubah Penelitian

Peubah yang digunakan dalam penelitian terdiri dari satu peubah respon (Y_i) dan delapan peubah prediktor (X_{i1}) pada Lampiran 1. Respon dalam penelitian adalah persentase kasus balita gizi buruk pada lokasi ke- i (jumlah balita dengan status gizi buruk dibagi dengan jumlah balita setiap lokasi) sedangkan delapan peubah prediktor adalah faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kasus balita gizi buruk yaitu:

1. Persentase bayi mendapat vitamin A (X_{i1}) diperoleh dari jumlah bayi yang mendapat vitamin A dibagi dengan jumlah bayi setiap lokasi.
2. Persentase ibu hamil yang mendapat tablet Fe (X_{i2}) diperoleh dari jumlah ibu hamil yang mendapat tablet Fe dibagi dengan jumlah ibu hamil setiap lokasi.
3. Persentase pemeriksaan neonatus pertama (X_{i3}) diperoleh dari jumlah pemeriksaan neonatus pertama dibagi dengan jumlah rumah tangga setiap lokasi.
4. Persentase rumah tangga yang memanfaatkan polindes/bidan untuk pemeriksaan kehamilan (X_{i4}) diperoleh dari jumlah

rumah tangga yang memanfaatkan polindes/bidan untuk pemeriksaan kehamilan dibagi dengan jumlah rumah tangga setiap lokasi.

5. Persentase rumah tangga yang dapat mengakses air bersih minimal 20 liter/orang/hari dari sumber ledeng, pompa, sumur terlindung, mata air terlindung dan sumber air minum yang berada dalam radius 1 km dari rumah (X_{15}) diperoleh dari jumlah rumah tangga yang dapat mengakses air bersih dibagi dengan jumlah rumah tangga setiap lokasi.
6. Persentase rumah tangga yang memanfaatkan POSYANDU/ POSKESDES untuk pelayanan penyuluhan (X_{16}) diperoleh dari jumlah rumah tangga yang memanfaatkan POSYANDU/ POSKESDES untuk pelayanan penyuluhan dibagi dengan jumlah rumah tangga setiap lokasi.
7. Persentase rumah tangga yang memanfaatkan POSYANDU/ POSKESDES untuk pelayanan imunisasi (X_{17}) diperoleh dari jumlah rumah tangga yang memanfaatkan POSYANDU/ POSKESDES untuk pelayanan imunisasi dibagi dengan jumlah rumah tangga setiap lokasi.
8. Persentase rumah tangga yang tergolong miskin (X_{18}) diperoleh dari jumlah rumah tangga yang tergolong miskin dibagi dengan jumlah rumah tangga setiap lokasi.

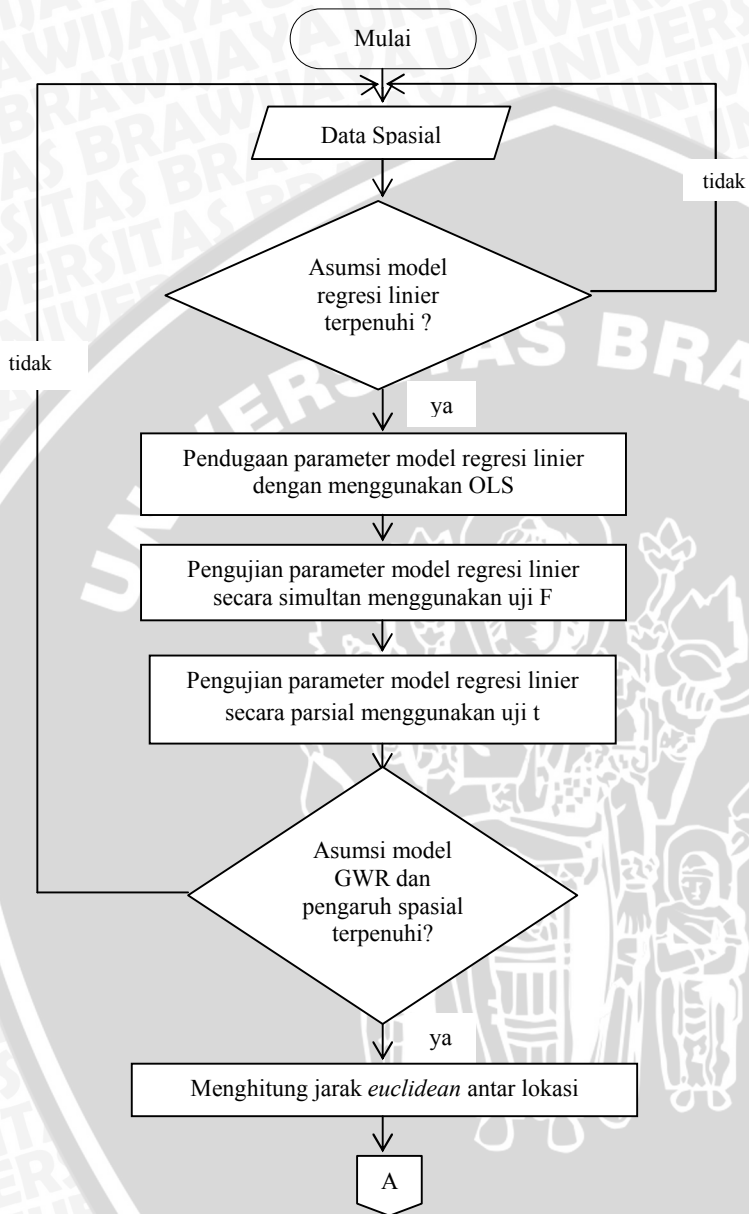
3.3. Metode Penelitian

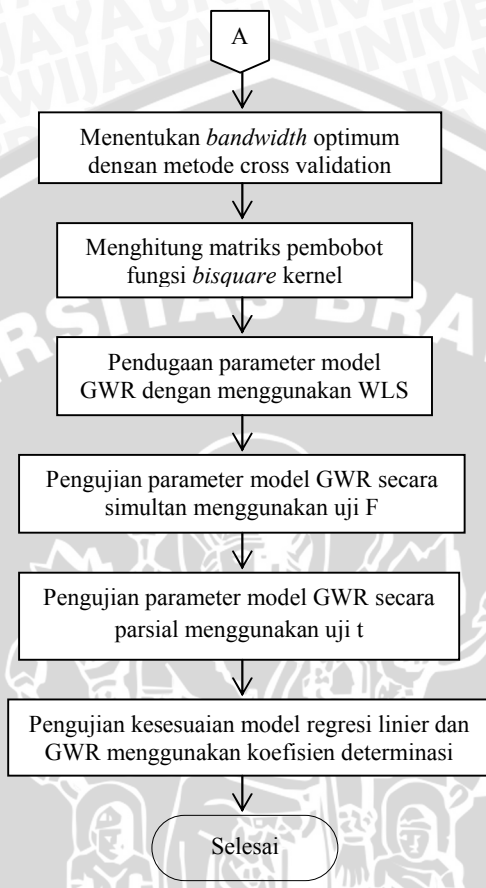
Tahapan analisis pada penelitian ini adalah :

1. Melakukan pengujian asumsi model regresi linier:
 - a. Pengujian asumsi kenormalan sisaan menggunakan uji (KS) *Kolmogorov-Smirnov* dengan persamaan (2.9).
 - b. Pengujian asumsi kebebasan sisaan menggunakan uji *Durbin Watson* dengan persamaan (2.10).
 - c. Pengujian asumsi multikolinieritas lokal dengan kriteria VIF pada persamaan (2.11).
2. Melakukan pendugaan parameter model regresi linier dengan menggunakan *Ordinary Least Square* (OLS) pada persamaan (2.6).
3. Melakukan pengujian parameter model model regresi linier:
 - a. Pengujian parameter secara simultan menggunakan uji F dengan persamaan (2.7).

- b. Pengujian parameter secara parsial menggunakan uji t dengan persamaan (2.8).
4. Melakukan pengujian asumsi multikolinieritas lokal dengan kriteria VIF pada persamaan (2.34).
5. Melakukan pengujian pengaruh spasial dengan menggunakan uji (BP) *Breusch-Pagan* pada persamaan (2.35).
6. Menghitung jarak *Euclidean* antar titik lokasi pengamatan berdasarkan posisi geografis (garis bujur dan lintang) dengan persamaan (2.16).
7. Menentukan *bandwidth* (h) optimum untuk semua lokasi pengamatan dengan menggunakan *Cross Validation* (CV) pada persamaan (2.15).
8. Menghitung matriks pembobot dengan memasukkan jarak *Euclidean* dan h optimum pada persamaan (2.18) untuk fungsi pembobot *Fixed Bisquare Kernel*.
9. Melakukan pendugaan parameter model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan menggunakan *Weighted Least Square* (WLS) pada persamaan (2.26).
10. Melakukan pengujian parameter model GWR:
 - a. Pengujian parameter model GWR secara simultan menggunakan uji F dengan persamaan (2.27).
 - b. Pengujian parameter model GWR secara parsial menggunakan uji t dengan persamaan (2.30).
11. Melakukan pengujian kesesuaian model regresi linier dan GWR dengan kriteria koefisien determinasi pada persamaan (2.33) dan (2.32).

Penelitian ini menggunakan bantuan *software* SPSS 18.0 dan GWR 4.0. Tahapan analisis penelitian secara sistematis dapat dilihat pada Gambar 3.1.





Gambar 3.1. Diagram Alir Pemodelan *Geographically Weighted Regression*

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Gambaran Umum Kasus Balita Gizi Buruk di Jawa Timur

Provinsi Jawa Timur terletak di bagian timur Pulau Jawa pada 111.0° - 114.4° bujur timur dan 7.12° - 8.48° lintang selatan dengan batas sebelah utara adalah Laut Jawa, sebelah timur berbatasan dengan Selat Bali, Samudera Hindia sebelah selatan dan sebelah barat berbatasan dengan Provinsi Jawa Tengah.

Luas wilayah provinsi Jawa Timur sebesar 47.156 km^2 terbagi atas 29 kabupaten dan 9 kota. Penelitian ini dilakukan terhadap persentase balita gizi buruk di Jawa Timur tahun 2008. Tabel 4.1 adalah deskripsi balita gizi buruk dan beberapa peubah yang berhubungan dengan balita gizi buruk.

Tabel 4.1. Statistika Deskriptif Balita Gizi Buruk di Jawa Timur Tahun 2008

	n	minimum	maximum	rata-rata	ragam
Y	38	1.0	16.2	4.487	9.015
X ₁	38	38.1	86.5	73.542	90.821
X ₂	38	66.7	100.0	94.671	53.155
X ₃	38	32.4	89.5	64.595	150.266
X ₄	38	12.7	100.0	65.513	947.578
X ₅	38	5.5	50.0	23.316	172.067
X ₆	38	8.0	63.5	39.750	167.358
X ₇	38	31.6	93.1	57.108	190.020
X ₈	38	3.95	51.02	18.1887	92.006

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa empat atau lima dari 100 balita di Provinsi Jawa Timur tahun 2008 menderita gizi buruk. Kota Madiun sudah dapat mengatasi balita gizi buruk dengan baik terbukti dari persentase balita gizi buruk hanya sebesar 1%. Sebagian besar lokasi sudah mendistribusikan vitamin A secara merata untuk semua bayi. Hampir seluruh lokasi sudah memberikan tablet Fe pada ibu

hamil sehingga program pemberian tablet Fe dapat dikatakan berhasil.

Pemeriksaan neonatus pertama (X_3), Sampang mempunyai persentase terendah 32.4% dan 89.5% (tertinggi) di Kabupaten Ngawi dengan rata-rata sebesar 64.595%. Hampir semua ibu di Kabupaten Ngawi memeriksakan bayi mereka yang baru lahir. Persentase terendah rumah tangga yang memanfaatkan POLINDES/ bidan untuk pemeriksaan kehamilan (X_4) di Kabupaten Ponorogo sebesar 12.7%, tertinggi (100%) di Kabupaten Pasuruan, rata-rata (65.513%) di Kabupaten Sidoarjo, Kota Blitar, Kota Mojokerto, Kota Madiun dan Kota Surabaya. Kemungkinan besar jumlah POLINDES/bidan di Kabupaten Ponorogo masih sedikit dan jauh sehingga banyak ibu hamil tidak dapat menjangkau daerah tersebut. Semua ibu hamil di Kabupaten Pasuruan memeriksakan kehamilan di POLINDES/bidan.

Akses air bersih masih cukup sulit di Provinsi Jawa Timur sehingga perlu diberikan perhatian khusus oleh pemerintah tetapi satu dari dua rumah tangga di Kabupaten Probolinggo sudah dapat mengakses air bersih. Rata-rata rumah tangga yang memanfaatkan POSYANDU/POSKESDES untuk pelayanan penyuluhan (X_6) adalah 39.750%, terendah (8%) di Kabupaten Sampang dan tertinggi (63.5%) di Kabupaten Bondowoso. POSYANDU/POSKESDES di Kabupaten Sampang harus aktif mengadakan berbagai penyuluhan sehingga semua rumah tangga mendapat informasi kesehatan.

Sebagian lokasi sudah memanfaatkan POSYANDU/POSKESDES untuk pelayanan imunisasi. Hampir seluruh rumah tangga di Kabupaten Pasuruan sudah mendapatkan penyuluhan dari pihak POSYANDU/POSKESDES. Sebagian besar lokasi sudah memanfaatkan POSYANDU/POSKESDES untuk pelayanan imunisasi dan hampir seluruh ibu di Kabupaten Pasuruan membawa anak mereka untuk imunisasi di POSYANDU/POSKESDES. Rata-rata persentase rumah tangga miskin (X_8) sebesar 18.1887% sehingga dapat dikatakan sebagian besar rumah tangga di Provinsi Jawa Timur sejahtera. Satu dari dua rumah tangga di Kabupaten Sampang tergolong miskin tetapi rumah tangga miskin di Kota Malang hanya empat dari 100 rumah tangga.

Tabel 4.1 juga menyajikan keragaman antar lokasi setiap peubah. Keragaman persentase bayi mendapat vitamin A menunjuk-

kan bahwa belum terjadi pemerataan distribusi vitamin A pada bayi di semua lokasi. Pemerataan pemberian tablet Fe pada ibu hamil juga belum terjadi jika dilihat dari besarnya keragaman. Keragaman persentase pemeriksaan neonatus pertama memperlihatkan bahwa tidak semua lokasi di Provinsi Jawa Timur mendapatkan pemeriksaan neonatus pertama. Pemeriksaan kehamilan di POLINDES/bidan masih jarang dilakukan, terlihat dari keragaman pemanfaatan POLINDES/bidan untuk pemeriksaan kehamilan. Beberapa lokasi juga masih kesulitan mengakses air bersih, terlihat dari nilai keragaman peubah tersebut. Keragaman pemanfaatan POSYANDU/POSKESDES untuk pelayanan penyuluhan dan pelayanan imunisasi memperlihatkan bahwa beberapa lokasi masih belum memanfaatkan penyuluhan dan pelayanan imunisasi di POSYANDU/POSKESDES. Keragaman persentase rumah tangga miskin juga menunjukkan masih banyak rumah tangga miskin di beberapa wilayah tertentu.

4.2. Pengujian Asumsi

Pengujian asumsi pada model regresi linier, yaitu uji kenormalan sisaan, kebebasan sisaan dan multikolinieritas.

4.2.1. Pengujian Asumsi Kenormalan Sisaan

Pengujian ini menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* (KS) berdasarkan hipotesis:

H_0 : sisaan menyebar normal

H_1 : sisaan tidak menyebar normal

Tabel 4.2. Pengujian Asumsi Kenormalan Sisaan

Statistik Uji <i>Kolmogorov-Smirnov</i> Z	<i>p-value</i>
0.637	0.812

Tabel 4.2 menunjukkan nilai statistik uji KS-Z (0.637) kurang dari $Z_{0,1}$ (1.281) dan *p-value* (0.812) lebih besar dari α (0.1) sehingga belum cukup bukti untuk menolak H_0 yang berarti asumsi kenormalan sisaan terpenuhi.

4.2.2. Pengujian Asumsi Kebebasan Sisaan

Pengujian dilakukan dengan menggunakan kriteria *Durbin Watson* yang berlandaskan hipotesis:

H_0 : sisaan saling bebas

H_1 : sisaan tidak saling bebas

Berdasarkan hasil uji *Durbin Watson*, tidak dapat diambil keputusan mengenai kebebasan sisaan karena d_L (1.029) < nilai statistik uji (1.280) < d_U (2.017).

4.2.3. Pengujian Asumsi Multikolinieritas

Pengujian dilakukan untuk memeriksa ketergantungan antar peubah. Kriteria pengujian menggunakan VIF di mana nilai VIF >10 menyatakan keberadaan multikolinieritas.

Tabel 4.3. Nilai VIF Setiap Peubah Prediktor

Peubah	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈
VIF	1.777	1.359	1.564	1.427	1.701	1.606	1.142	2.641

Asumsi multikolinieritas tidak terpenuhi karena VIF semua peubah prediktor pada Tabel 4.3 bernilai kurang dari 10 (VIF < 10). Dapat disimpulkan tidak terdapat ketergantungan antar prediktor.

4.3. Pendugaan Parameter Model Regresi Linier

Hasil pendugaan parameter model regresi linier dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS) tercantum pada Lampiran 3. Model regresi linier yang terbentuk adalah:

$$\hat{y} = 10.388 - 0.025X_{i1} - 0.028X_{i2} - 0.084X_{i3} - 0.024X_{i5} - 0.036X_{i6} + 0.061X_{i7} + 0.14X_{i8}$$

Persamaan di atas menunjukkan bahwa kasus balita gizi buruk akan menurun sebesar 0.025% jika jumlah bayi mendapat vitamin A meningkat sebesar 1% dengan syarat peubah lain konstan. Setiap peningkatan jumlah ibu hamil mendapat tablet Fe sebesar 1% akan menurunkan persentase kasus balita gizi buruk sebesar 0.028% dengan syarat peubah lain konstan. Kasus balita gizi buruk akan menurun sebesar 0.084% jika jumlah neonatus yang diperiksa meningkat sebesar 1% dengan syarat peubah lain konstan. Jika jumlah rumah tangga yang dapat mengakses air bersih meningkat 1% maka kasus balita gizi buruk akan turun sebesar 0.024% dengan

syarat peubah lain konstan. Peningkatan jumlah rumah tangga yang memanfaatkan pelayanan penyuluhan sebesar 1% akan menyebabkan kasus balita gizi buruk turun sebesar 0.036% dengan syarat peubah lain konstan. Kasus balita gizi buruk akan meningkat sebesar 0.061% jika terjadi peningkatan jumlah rumah tangga yang memanfaatkan pelayanan imunisasi sebesar 1% dengan syarat peubah lain konstan. Jika jumlah rumah tangga miskin meningkat sebesar 1% maka kasus balita gizi buruk akan naik sebesar 0.14% dengan syarat peubah lain konstan.

4.4. Pengujian Parameter Model Regresi Linier

Pengujian parameter secara simultan menggunakan uji F yang berlandaskan hipotesis:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0, \text{ di mana } j = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1 : \text{paling tidak ada satu } \beta_j \neq 0$$

Tabel 4.4. Pengujian Parameter Secara Simultan

Sumber Keragaman	db	JK	KT	F	Sig.
Regresi	8	187.713	23.464	4.665	0.001
Sisaan	29	145.851	5.029		
Total	37	333.563			

Tolak H_0 karena $p\text{-value}$ (0.001) < taraf nyata α (0.1), dapat disimpulkan bahwa parameter secara simultan berpengaruh terhadap model regresi linier.

Pengujian parameter secara parsial dilakukan dengan uji t berdasarkan hipotesis:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Berdasarkan Tabel 4.5, $p\text{-value}$ peubah X_3 (0.034), X_7 (0.042) dan X_8 (0.033) > taraf nyata α (0.1) sehingga tolak H_0 . Hal ini menunjukkan bahwa persentase pemeriksaan neonatus, pelayanan imunisasi dan rumah tangga miskin berpengaruh terhadap kasus balita gizi buruk di Provinsi Jawa Timur.

Tabel 4.5. Pengujian Parameter Secara Parsial

Model	β	Stat uji	p -value
(Constant)	10.388	1.463	0.154
x1	-0.025	-0.485	0.631
x2	-0.028	-0.473	0.640
x3	-0.084	-2.229	0.034
x4	0.000	-0.027	0.979
x5	-0.024	-0.656	0.517
x6	-0.036	-1.002	0.325
x7	0.061	2.125	0.042
x8	0.140	2.243	0.033

4.5. Pengujian Asumsi Multikolinieritas Lokal

Pengujian ini dilakukan untuk memeriksa ketergantungan antar peubah setiap lokasi. Nilai VIF setiap prediktor dan lokasi tersaji pada Lampiran 5 sebanyak 304 buah. Asumsi multikolinieritas tidak terpenuhi karena semua VIF pada Lampiran 2 bernilai kurang dari 10 ($VIF < 10$). Dapat disimpulkan tidak terdapat ketergantungan antar prediktor di setiap lokasi.

4.6. Pengujian Pengaruh Spasial

Pengujian pengaruh spasial dilakukan untuk mengetahui keragaman antar lokasi setiap peubah. Analisis GWR tepat digunakan jika terdapat keragaman antar lokasi pada setiap peubah. Pengujian pengaruh spasial menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan* (BP) berlandaskan hipotesis:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_p^2 = \sigma^2$$

$$H_1 : \text{paling tidak ada satu } j \text{ di mana } \sigma_j^2 \neq \sigma^2$$

Jika H_0 benar maka statistik uji:

$$\begin{aligned} BP &= \frac{1}{2} \mathbf{f}' \mathbf{Z} (\mathbf{Z}' \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}' \mathbf{f} + \left(\frac{1}{T} \right) \left(\frac{\mathbf{e}' \mathbf{W} \mathbf{e}}{\sigma^2} \right)^2 \\ &= 7.636177 + 87.672823 \\ &= 95.309 \end{aligned}$$

Tolak H_0 karena $95.309 > 14.68 (\chi_{(0.1;9)}^2)$, dapat disimpulkan bahwa terdapat keheterogenan spasial atau keragaman antar lokasi setiap peubah pada kasus balita gizi buruk.

Hasil pengujian menunjukkan bahwa sisaan dari kasus balita gizi buruk menyebar normal dan tidak terdapat korelasi antar peubah prediktor, tetapi terdapat keheterogenan spasial. Aspek spasial menyebabkan penggunaan analisis regresi OLS menjadi kurang cocok karena metode ini mengabaikan pengaruh lokasi sehingga pemodelan regresi yang memperhatikan lokasi seperti GWR dapat digunakan.

4.7. Jarak dan Pembobot *Geographically Weighted Regression (GWR)*

Langkah awal pemodelan GWR dengan pembobot *fixed bisquare kernel* adalah menentukan *bandwidth* (h) optimum berdasarkan nilai *cross validation* (CV) minimum. Penentuan *bandwidth* (h) optimum dengan kriteria CV didapatkan nilai h sebesar 1.959 dengan nilai CV minimum 5.479 yang terlampir pada Lampiran 8.

Nilai h dan jarak lokasi (u_i, v_i) dengan lokasi (u_j, v_j) digunakan dalam pembentukan matriks pembobot semua lokasi dengan menggunakan persamaan (2.10). Matriks pembobot di lokasi (u_i, v_i) merupakan matriks diagonal $\mathbf{W}(u_i, v_i)$ sehingga terbentuk 38 matriks pembobot untuk kasus balita gizi buruk. Contoh jarak *Euclidean* (d_{ij}) dan pembobot \mathbf{W}_{ij} di kota Malang tertera pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6. Jarak *Euclidean* dan Pembobot *Fixed Bisquare Kernel* di Kota Malang

Lokasi	d_{ij}	W_{ij}
Pacitan	1.4224	0.2235
Ponorogo	0.8122	0.6857
Trenggalek	1.056	0.5033
Tulungagung	0.9618	0.576
Blitar	0.589	0.8274
Kediri	0.3669	0.9311
Malang	0.0141	0.9999
Lumajang	0.9014	0.6214
Jember	1.1045	0.4653

Tabel 4.6. (lanjutan)

Lokasi	d_{ij}	W_{ij}
Banyuwangi	1.9024	0.0032
Bondowoso	1.1107	0.4604
Situbondo	1.1895	0.3986
Probolinggo	0.5401	0.8538
Pasuruan	0.3764	0.9275
Sidoarjo	0.3126	0.9497
Mojokerto	0.2786	0.96
Jombang	0.3607	0.9333
Nganjuk	0.878	0.6386
Madiun	1.1454	0.4331
Magetan	1.2051	0.3864
Ngawi	1.1705	0.4135
Bojonegoro	0.9811	0.5613
Tuban	1.1227	0.451
Lamongan	0.5289	0.8595
Gresik	0.5096	0.8692
Bangkalan	0.5632	0.8415
Sampang	0.8969	0.6247
Pamekasan	1.02	0.5313
Sumenep	1.2702	0.336
Kota Kediri	0.3905	0.9221
Kota Blitar	0.5438	0.8518
Kota Malang	0	1
Kota Probolinggo	0.7513	0.7274
Kota Pasuruan	0.2561	0.9661
Kota Mojokerto	0.327	0.9451
Kota Madiun	1.1002	0.4686
Kota Surabaya	0.4441	0.8999
Kota Batu	0.099	0.9949

Berdasarkan Tabel 4.6, matriks pembobot kota Malang adalah:

$$\mathbf{W}(u_{32}, v_{32}) = \text{diag}[W_1(u_{37}, v_{37}) \quad W_2(u_{37}, v_{37}) \quad \dots \quad W_{38}(u_{37}, v_{37})]$$

$$= \text{diag}[0.2235 \quad 0.6857 \quad \dots \quad 0.9949]$$

Penentuan matriks pembobot di lokasi lain menggunakan prosedur yang sama seperti pembentukan $\mathbf{W}(u_i, v_i)$ di lokasi kota Malang. Matriks pembobot $\mathbf{W}(u_i, v_i)$ digunakan untuk pendugaan parameter lokasi (u_i, v_i) .

4.8. Pendugaan Parameter Model GWR

Pendugaan parameter model GWR dilakukan dengan metode *Weighted Least Square* (WLS). Penduga parameter untuk setiap lokasi tersaji pada Lampiran 11. Tabel 4.7 menunjukkan statistik deskriptif untuk $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ semua lokasi.

Tabel 4.7. Ringkasan Penduga Parameter Model GWR

peubah	$\hat{\beta}(u_i, v_i)$		
	rata-rata	minimum	maksimum
intersep	2.98573	-8.13	8.35323
X ₁	0.00188	-0.039	0.07211
X ₂	0.01453	-0.03	0.10146
X ₃	-0.0586	-0.113	-0.0191
X ₄	0.00168	-0.04	0.01255
X ₅	-0.0149	-0.048	0.04686
X ₆	-0.0517	-0.113	-0.014
X ₇	0.06131	0.0047	0.1357
X ₈	0.13124	0.0778	0.16901
R ²	79.795%		
R ² adj	59.366%		

Tabel 4.7 menunjukkan rata-rata penduga parameter untuk persentase bayi mendapat vitamin A adalah 0.00188 dan berkisar antara -0.039 sampai 0.07211. Kisaran penduga parameter untuk persentase ibu hamil mendapat tablet Fe adalah -0.03 sampai 0.10146 dengan rata-rata 0.01453. Rata-rata penduga parameter bagi persentase pemeriksaan neonatus pertama sebesar -0.0586 dan berkisar antara -0.113 sampai -0.0191.

Kisaran penduga parameter untuk persentase pemeriksaan kehamilan adalah -0.04 sampai 0.01255 dan rata-rata sebesar 0.00168. Rata-rata penduga parameter bagi persentase rumah tangga yang dapat mengakses air bersih adalah -0.0149 dan memiliki rentang antara -0.048 sampai 0.04686. Rentang penduga parameter untuk persentase pelayanan penyuluhan adalah -0.113 sampai -0.014 dengan rata-rata -0.0517. Rata-rata penduga parameter bagi persentase pelayanan imunisasi (X_7) mempunyai kisaran antara 0.0047 sampai 0.1357 dan rata-rata sebesar 0.06131. Rata-rata penduga parameter untuk persentase rumah tangga miskin (0.13124) berada dalam kisaran 0.0778 sampai 0.16901.

4.9. Pengujian Parameter Model GWR

Pengujian parameter model GWR secara simultan dilakukan untuk mengetahui pengaruh pemberian pembobot dalam proses pendugaan parameter pada kasus balita gizi buruk. Pengujian ini menggunakan uji F yang berlandaskan hipotesis:

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = \beta_j, \text{ di mana } j = 1, 2, \dots, 8 \text{ dan } i = 1, 2, \dots, 38$$

$$H_1 : \text{paling tidak ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \text{ yang berhubungan dengan lokasi } (u_i, v_i)$$

Tabel 4.8. Pengujian Parameter Secara Simultan

Sumber Keragaman Sisaan	db	JKR	KTR	F
Regresi Global	9	145.851		
Improvement	9.603	78.456	8.170	2.351537
GWR	19.397	67.395	3.474	

Nilai statistik uji F (2.351537) > titik kritis (1.94) sehingga H_0 ditolak, dapat disimpulkan bahwa pemberian pembobot berpengaruh terhadap pendugaan parameter model GWR.

Pengujian parameter secara parsial bertujuan untuk mengetahui peubah prediktor yang mempengaruhi kasus balita gizi buruk di setiap lokasi dengan berlandaskan hipotesis:

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq 0$$

di mana $j = 1, 2, \dots, 8$; $i = 1, 2, \dots, 38$

Statistik uji parameter model GWR dihitung untuk setiap model. Jika |statistik uji| > titik kritis (1.699) maka parameter ke- j

berpengaruh terhadap kasus balita gizi buruk. Tabel 4.9 menunjukkan hasil pengujian parameter kota Malang secara parsial.

Tabel 4.9. Pengujian Parameter Secara Parsial

Parameter	Penduga	Salah Baku	<i>p-value</i>
β_0	6.67397	6.2479	0.2942
β_1	-0.01	0.0447	0.8243
β_2	-0.018	0.0515	0.7252
β_3	-0.0603	0.0328	0.0766*
β_4	0.0073	0.0124	0.5617
β_5	-0.0241	0.032	0.4579
β_6	-0.0491	0.0312	0.1270
β_7	0.0582	0.0248	0.0262*
β_8	0.1625	0.0534	0.0049*

*nyata pada $\alpha = 10\%$

Model GWR kota Malang berdasarkan Tabel 4.9 adalah:

$$\hat{y} = 6.67397 - 0.01X_{i1} - 0.018X_{i2} - 0.0603X_{i3} + 0.0073X_{i4} - 0.0241X_{i5} - 0.0491X_{i6} + 0.0582X_{i7} + 0.1625X_{i8}$$

Persamaan ini menjelaskan bahwa kasus balita gizi buruk di kota Malang akan menurun sebesar 0.01% jika jumlah bayi mendapat vitamin A meningkat sebesar 1% dengan syarat peubah lain konstan. Jika jumlah ibu hamil mendapat tablet Fe naik sebesar 1% maka kasus balita gizi buruk akan turun sebesar 0.018% dengan syarat peubah lain konstan. Kasus balita gizi buruk akan menurun sebesar 0.0603% jika jumlah neonatus yang diperiksa meningkat 1% dengan syarat peubah lain konstan. Jika jumlah pemeriksaan kehamilan naik 1% maka kasus balita gizi buruk akan mengalami peningkatan sebesar 0.0073% dengan syarat peubah lain konstan.

Peningkatan jumlah rumah tangga yang dapat mengakses air bersih sebesar 1% akan menyebabkan kasus balita gizi buruk turun sebesar 0.024% dengan syarat peubah lain konstan. Jika jumlah rumah tangga yang memanfaatkan pelayanan penyuluhan naik 1% maka kasus balita gizi buruk akan turun sebesar 0.049% dengan syarat peubah lain konstan. Kasus balita gizi buruk akan meningkat sebesar 0.0582% jika terjadi peningkatan jumlah rumah tangga yang memanfaatkan pelayanan imunisasi sebesar 1% dan kasus balita gizi buruk juga akan meningkat sebesar 0.1625% jika terjadi peningkatan

jumlah rumah tangga miskin sebesar 1% dengan syarat peubah lain konstan.

Hasil pengujian parameter menunjukkan bahwa persentase jumlah bayi mendapat vitamin A (X_1), jumlah ibu hamil mendapat tablet Fe (X_2), banyaknya pemeriksaan neonatus (X_3), jumlah rumah tangga yang dapat mengakses air bersih (X_5) dan memanfaatkan pelayanan penyuluhan (X_6) mempunyai hubungan negatif terhadap kasus balita gizi buruk. Lima peubah prediktor tersebut sesuai dengan keadaan lingkungan di mana jika nilai peubah prediktor meningkat maka kasus balita gizi buruk akan mengalami penurunan. Persentase jumlah rumah tangga miskin (X_8) mempunyai hubungan positif terhadap kasus balita gizi buruk. Peubah prediktor ini juga sesuai dengan teori kesehatan yaitu jika jumlah rumah tangga miskin semakin banyak maka kasus balita gizi buruk juga akan meningkat. Sedangkan persentase pemeriksaan kehamilan (X_4) dan pelayanan imunisasi (X_7) menunjukkan hubungan positif, berarti peningkatan nilai peubah prediktor menyebabkan angka kasus balita gizi buruk meningkat padahal pemeriksaan kehamilan dan pelayanan imunisasi dapat menurunkan banyaknya kasus balita gizi buruk.

Terdapat tiga statistik uji (persentase pemeriksaan neonatus, pelayanan imunisasi dan rumah tangga miskin) bersifat nyata yang berarti kasus balita gizi buruk di kota Malang dipengaruhi oleh perubahan persentase jumlah neonates yang diperiksa, jumlah rumah tangga yang memanfaatkan pelayanan imunisasi dan banyaknya rumah tangga miskin.

Nilai penduga parameter lokal model GWR untuk setiap lokasi tercantum pada Lampiran 11. Tabel 4.10 menunjukkan peubah yang berpengaruh terhadap kasus balita gizi buruk setiap lokasi.

Tabel 4.10. Peubah Penentu Model GWR di setiap lokasi

Lokasi	Peubah yang nyata
Pacitan	-
Ponorogo	X_8
Trenggalek	-
Tulungagung	-
Blitar	X_8
Kediri	X_3, X_7, X_8
Malang	X_3, X_7, X_8

Tabel 4.10. (lanjutan)

Lokasi	Peubah yang nyata
Lumajang	X_7, X_8
Jember	X_3, X_7
Banyuwangi	X_3
Bondowoso	X_3, X_7
Situbondo	X_3, X_7
Probolinggo	X_3, X_7, X_8
Pasuruan	X_3, X_7, X_8
Sidoarjo	X_3, X_7, X_8
Mojokerto	X_3, X_7, X_8
Jombang	X_3, X_7, X_8
Nganjuk	X_8
Madiun	-
Magetan	-
Ngawi	-
Bojonegoro	X_8
Tuban	X_3, X_7, X_8
Lamongan	X_3, X_7, X_8
Gresik	X_3, X_7, X_8
Bangkalan	X_3, X_7, X_8
Sampang	X_3, X_7, X_8
Pamekasan	X_3, X_7, X_8
Sumenep	X_3, X_7
Kota Kediri	X_8
Kota Blitar	X_8
Kota Malang	X_3, X_7, X_8
Kota Probolinggo	X_3, X_7, X_8
Kota Pasuruan	X_3, X_7, X_8
Kota Mojokerto	X_3, X_7, X_8
Kota Madiun	-
Kota Surabaya	X_3, X_7, X_8
Kota Batu	X_3, X_7, X_8

Peubah prediktor tidak teridentifikasi di tujuh lokasi (Kabupaten Pacitan, Kabupaten Trenggalek, Kabupaten Tulungagung, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Ngawi dan

Kota Madiun). Persentase kasus balita gizi buruk di sana relatif rendah dan perubahan nilai persentase delapan peubah prediktor juga tidak memberikan pengaruh terhadap persentase kasus balita gizi buruk. Peneliti tidak dapat mengetahui secara pasti penyebab utama kasus balita gizi buruk di daerah tersebut. Hal tersebut dikarenakan kemungkinan besar tujuh lokasi tersebut mempunyai faktor penyebab balita gizi buruk selain peubah prediktor dalam penelitian ini.

Pemeriksaan neonatus di Kabupaten Banyuwangi memberikan pengaruh tertinggi dibandingkan peubah prediktor lain. Hal tersebut dikarenakan kepedulian dan kepekaan orang tua terhadap kesehatan bayi mereka yang baru lahir. Rumah tangga miskin sangat mempengaruhi kasus balita gizi buruk di Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Blitar, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Bojonegoro, Kota Kediri dan Kota Blitar. Persentase jumlah rumah tangga miskin di Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Blitar, Kabupaten Nganjuk dan Kabupaten Bojonegoro masih relatif tinggi sehingga pemerintah masih perlu meningkatkan kesejahteraan di daerah tersebut. Sedangkan jumlah rumah tangga miskin di Kota Kediri dan Kota Blitar sudah relatif kecil, namun pemerintah kurang memperhatikan rumah tangga miskin sehingga jumlah rumah tangga miskin dapat melonjak sewaktu-waktu.

Pelayanan imunisasi dan rumah tangga miskin sangat mempengaruhi persentase kasus balita gizi buruk di Kabupaten Lumajang. Kemungkinan besar hal tersebut dikarenakan jumlah POSYANDU/POLINDES masih relatif sedikit sehingga orang tua malas mengantarkan anak mereka karena POSYANDU/POLINDES sulit dijangkau dan kesejahteraan masyarakat masih kurang diperhatikan oleh pemerintah setempat. Pemeriksaan neonatus dan pelayanan imunisasi adalah faktor utama yang mempengaruhi persentase kasus balita gizi buruk. Walaupun persentase jumlah neonatus yang diperiksa dan jumlah rumah tangga yang memanfaatkan pelayanan imunisasi relatif tinggi tetapi hal tersebut mungkin belum didukung dengan keahlian dan jumlah tenaga medis di POSYANDU/POLINDES setempat.

Tabel 4.7 memperlihatkan bahwa hampir semua lokasi faktor penyebab utama balita gizi buruk adalah jumlah neonatus yang diperiksa, jumlah rumah tangga yang memanfaatkan pelayanan imunisasi dan banyaknya rumah tangga miskin. Hal tersebut dikarenakan

kepekaan orang tua untuk mendeteksi kelainan sedini mungkin pada bayi mereka yang baru lahir, masyarakat sudah memahami pentingnya imunisasi bagi kesehatan anak dan kesadaran pemerintah terhadap kesejahteraan masyarakat setempat.

4.10. Pengujian Kesesuaian Model GWR

Pengujian kesesuaian model dilakukan untuk mengetahui ketepatan penggunaan model GWR pada kasus balita gizi buruk di Provinsi Jawa Timur dengan menggunakan koefisien determinasi R^2 .

Tabel 4.11. Nilai Koefisien Determinasi

Model	R^2 adj
Regresi Linier	44.2%
GWR	59.3%

Koefisien determinasi (R^2) pada model regresi linier bernilai 44.2%, berarti besar pengaruh peubah prediktor terhadap keragaman persentase kasus balita gizi buruk sebesar 44.2% dan 55.8% adalah besar pengaruh faktor lain yang tidak dijelaskan pada model regresi linier. Nilai koefisien determinasi (R^2) pada model GWR sebesar 59.3%, berarti besar pengaruh peubah prediktor terhadap keragaman persentase kasus balita gizi buruk sebesar 59.3% dan 40.7% adalah besar pengaruh faktor lain yang tidak dijelaskan pada model GWR. Tabel 4.8 menunjukkan bahwa model GWR lebih tepat digunakan untuk kasus balita gizi buruk di Provinsi Jawa Timur tahun 2008 karena nilai R^2 pada model GWR lebih tinggi jika dibandingkan dengan nilai R^2 pada model regresi klasik.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1. Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan dapat ditarik kesimpulan bahwa model GWR merupakan fungsi linier dari nilai penduga parameter setiap peubah dengan pemberian pembobot *Fixed Bivariate Kernel* di 38 lokasi. Penggunaan model GWR pada kasus balita gizi buruk di Provinsi Jawa Timur sudah tepat, terlihat dari pola penyebaran kasus balita gizi buruk pada model GWR lebih merata jika dibandingkan dengan pola penyebaran kasus balita gizi buruk awal.

Setiap lokasi di Provinsi Jawa Timur mempunyai faktor penyebab balita gizi buruk yang berbeda. Akan tetapi pengabaian pemeriksaan neonatus, pelayanan imunisasi dan banyaknya rumah tangga miskin adalah beberapa faktor penyebab utama balita gizi buruk di Provinsi Jawa Timur.

5.2. Saran

Beberapa saran untuk penelitian lanjut adalah

1. Perlu dilakukan uji lanjutan pada asumsi kebebasan sisaan karena hasil pengujian masih belum dapat disimpulkan.
2. Pengkajian lebih lanjut mengenai pembobot selain *Fixed Bivariate Kernel* agar dapat dilakukan perbandingan pembobot pada kasus balita gizi buruk.
3. Perlu dilakukan pergantian/penambahan peubah penelitian karena peubah penelitian yang berpengaruh terhadap kasus balita gizi buruk sangat sedikit sehingga beberapa lokasi tidak terdeteksi penyebab kasus balita gizi buruk.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR PUSTAKA

- Ayunin, L. 2011. *Pemodelan Balita Gizi Buruk di Kabupaten Ngawi dengan Geographically Weighted Regression*. Skripsi. Fakultas MIPA. ITS. Surabaya.
- Badan Pusat Statistik. 1992. *Status Gizi Balita Menurut Buku Harvard dan WHO-NCHS 1986, 1987 dan 1989*. BPS. Jakarta.
- BAPPENAS. 2010. *Laporan Pencapaian Tujuan Pembangunan Milenium Indonesia 2010*. BAPPENAS. Jakarta.
- Brundson, C., Fotheringham, A.S. and Charlthton, M. 1998. *Geographically Weighted Regression-Modeling Spatial Non-Stationarity*. The Statistician, Vol. 47, Part 3, pp. 431-443.
- Chasco, C., Garcia, I. dan Vicens, J. 2007. *Modelling Spatial Variations in Household Disposable Income with Geographically Weighted Regression*. Munich Personal RePEc Archive Paper No. 1682.
- DEPKES. 2008. *Laporan Riset Kesehatan Dasar Tahun 2007 Provinsi Jawa Timur*. Badan Penelitian dan Pengembangan Kesehatan. Jakarta.
- Drapper, N.R. and Smith, H. 1992. *Analisis Regresi Terapan (Terjemahan B. Sumantri)*. Edisi Kedua. PT Gramedia Pustaka Utama. Jakarta.
- Fotheringham, A.S., Brundson, C. and Charlthton, M. 2002. *Geographically Weighted Regression : The Ananalysis of Spatially Varying Relationships*. John Wiley and Sons, Ltd. UK.
- GIS Konsorsium Aceh Nias. 2007. *Modul Pelatihan ArcGis Tingkat Dasar*. <http://mhs.stiki.ac.id/07114058/Modul-ArcGIS%20Tingkat%20Dasara.pdf>. Diakses tanggal 6 November 2012.

Hocking, R.R. 1996. *Methods and Applications of Linear Models*. John Wiley and Sons, Inc. New York.

Junedi, S. 2009. *Perbandingan Antara Regresi Global dengan Geographically Weighted Regression untuk Memodelkan Data Pendapatan di Indonesia*. Tesis. Fakultas MIPA. ITS. Surabaya.

Kutner, M.H., Nachtsheim, C.J. and Neter, J. 2004. *Applied Linear Regression Models*. Fourth Ed. The McGraw-Hill Companies, Inc. New York.

Leung, Y. 2000. *Statistical Tests for Spatial Non-Stationarity Based on The Geographically Weighted Regression Model*. Journal. The Chinese University of Hong Kong. Hong Kong.

Mambo. 2006. *Penanggulangan Gizi Buruk*. <http://www.dinkespurworejo.go.id>. Diakses tanggal 10 November 2012.

Mei, C.I. 2005. *Geographically Weighted Regression Technique for Spatial Data Analysis*. School of Science Xi'an Jiaotong University.

Prasetyawan, I.F. 2011. *Penentuan Matriks Pembobot yang Optimum pada Pemodelan Geographically Weighted Regression*. Tesis. Fakultas MIPA. ITS. Surabaya.

Samsul. 2011. *Dampak Gizi Buruk Bagi Anak-Anak Penerus Bangsa*. <http://samsuljoker.blogspot.com/2011/01/dampak-gizi-buruk-bagi-anak-anak.html>. Diakses tanggal 11 November 2012.

Shi, H., Zhang, L. and Liu, J. 2006. *A New Spatial-Attribute Weighting Function for Geographically Weighted Regression*. <http://www.csis.msu.edu/Publication%20files/Haijin%20CJFR2006.pdf>. Diakses tanggal 10 November 2012.

Soekirman. 2000. *Ilmu Gizi dan Aplikasinya untuk Keluarga dan Masyarakat*. Kementerian Pendidikan dan Kebudayaan. Jakarta.

Supriasa, I.D.N., Bakri B. dan Fajar, I. 2002. *Penilaian Status Gizi. Buku Kedokteran EGC*. Jakarta.

WHO. 2011. *Kesehatan Keluarga dan Masyarakat*. <http://www.who.or.id/ind/ourworks.asp?id=ow3>. Diakses tanggal 11 November 2012.



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



UNIVERSITAS BRAWIJAYA

