ISSN: 2339-2541
JURNAL GAUSSIAN, Volume 3, Nomor 4, Tahun 2014, Halaman 691 - 700
Online di: http://ejournal-s1.undip.ac.id/index.php/gaussian

PEMODELAN PROPORSI PENDUDUK MISKIN KABUPATEN DAN KOTA DI PROVINSI JAWA TENGAH MENGGUNAKAN GEOGRAPHICALLY AND TEMPORALLY WEIGHTED REGRESSION

Khusnul Yeni Widiyanti[1], Hasbi Yasin[2], Sugito[3]
[1]Mahasiswa Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro
[2,3]Staf Pengajar Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro

ABSTRACT

Regression analysis is a statistical analysis that aims to quantify the effect of predictor variables on the response variable. Geographically Weighted Regression (GWR) is a local form of regression and a statistical method used to analyze spatial data. Geographically and Temporally Weighted Regression (GTWR) is the development of GWR models to handle data that is not stationary both in terms of spatial and temporal simultaneously. In obtaining estimates of parameters of the GTWR model can be used Weighted Least Square method (WLS). Selection of the optimum bandwidth used method of Cross Validation (CV). Conformance testing global regression and GTWR models approximated by the distribution of F, whereas the partial testing of the model parameters using the t distribution. Application GTWR models at the level of poverty in Central Java province in 2008 to 2012 showed GTWR models differ significantly from the global regression model. Based on R^2 and Mean Squared Error (MSE) value between the global regression model and GTWR models, it is known that the GTWR model with exponential weighting kernel function is the best model is used to analyze proportion of poor people in Central Java province in 2008 to 2012 because it has a value of R2 larger and MSE is the smallest.

Keywords: Bandwidth, Cross Validation, Exponential Kernel Functions, Geographically and Temporally Weighted Regression, Weighted Least Square, R^2, Mean Squared Error.

1. PENDAHULUAN

Sebagai negara berkembang, Indonesia telah mencatat prestasi membanggakan dalam memberantas kemiskinan selama periode 1976 sampai pemilu nasional tahun 2004. Pada tahun 1976 jumlah orang miskin mencapai 54,2 juta jiwa atau 40,1% dari jumlah penduduk dan pada tahun 2004 jumlah orang miskin sekitar 36,1 juta jiwa atau 16,66% dari jumlah penduduk. Sejak tahun 2004, persentase masyarakat miskin telah turun dari 16,66% menjadi 14,15% pada tahun 2009. Meskipun ada keuntungan ini, 32,5 juta penduduk Indonesia saat ini hidup di bawah garis kemiskinan dan sekitar setengah dari seluruh rumah tangga tetap berada di sekitar garis kemiskinan nasional. Kesenjangan antara masyarakat miskin dan tidak miskin juga semakin melebar (BPS, 2010).

Dilihat dari tingginya proporsi penduduk miskin di Indonesia, Provinsi Jawa Tengah termasuk provinsi dengan jumlah penduduk miskin yang relatif tinggi diantara provinsi yang lain di Indonesia. Jumlah penduduk miskin di Provinsi Jawa Tengah pada September 2012 sebesar 4,863 juta orang atau 14,98% yang berkurang 113,96 ribu orang dibandingkan dengan penduduk miskin pada Maret 2012 yang berjumlah 4,977 juta orang atau 15,34% (BPS, 2013).

Pemodelan proporsi penduduk miskin berdasarkan karakteristik daerah akan dipengaruhi oleh letak geografis antar daerah. Hal ini dikarenakan perbedaan letak geografis akan mempengaruhi potensi yang dimiliki atau digunakan oleh suatu daerah. Oleh karena itu diperlukan suatu metode pemodelan statistik yang memperhatikan letak geografis atau faktor lokasi pengamatan. Salah satu metode untuk menganalisisnya adalah dengan menggunakan model *Geographically Weighted Regression* (GWR) (Fotheringham, *et al.*, 2002). Model

GWR merupakan pengembangan dari model regresi linier. Pada model regresi linier hanya dihasilkan estimator parameter yang berlaku secara global, sedangkan dalam model GWR dihasilkan estimator parameter model yang bersifat lokal untuk setiap lokasi pengamatan (Purhadi dan Yasin, 2008).

Selain faktor perbedaan geografis, proporsi penduduk miskin sendiri dari tahun ke tahun mengalami perubahan, hal ini yang menjadikan penulis ingin menganalisis ada atau tidaknya efek spasial sekaligus temporal dalam pemodelan proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah. *Geographically and Temporally Weighted Regression* (GTWR) merupakan pengembangan dari model GWR untuk menangani ketidakstasioneran suatu data baik dari sisi spasial maupun temporal secara bersamaan (Wang, 2006). Masalah akan dibatasi mengenai variabel yang signifikan dari enam variabel yang diduga mempengaruhi proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah pada tahun 2008 sampai tahun 2012 dengan menggunakan fungsi pembobot *Eksponential* serta penentuan *bandwidth* spasial-temporal menggunakan kriteria *Cross Validation* (CV) yang minimum.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Regresi Linier

Regresi merupakan suatu metode untuk mengukur besarnya pengaruh variabel bebas terhadap variabel terikat dan memprediksi variabel terikat dengan menggunakan variabel bebas (Gujarati, 2006).

2.1.1. Uji Asumsi Residual Model Regresi Linier

Dalam penggunaan regresi, terdapat beberapa asumsi dasar yang dapat menghasilkan estimator linier tak bias yang terbaik dari model regresi yang diperoleh dari metode kuadrat terkecil biasa. Dengan terpenuhinya asumsi tersebut, maka hasil yang diperoleh dapat lebih akurat dan mendekati aslinya. Asumsi-asumsi dasar itu dikenal dengan asumsi klasik yang terdiri dari homoskedastisitas, non-autkorelasi, non-multikolinearitas, dan normalitas residual (Gujarati, 2006).

2.1.2. Uji Heterogenitas Spasial

Heterogenitas spasial terjadi akibat adanya perbedaan karakteristik satu wilayah dengan wilayah lainnya (efek wilayah yang random). Menguji heterogenitas spasial dalam model regresi sangat penting karena mengabaikan hal tersebut akan menyebabkan estimasi tidak efisien dan kesimpulan yang diperoleh kurang sahih. Pengujian heterogenitas spasial dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan Test* (Purhadi dan Yasin, 2008).

2.2. *Geographically Weighted Regression*

Model *Georaphically Weighted Regression* (GWR) dikembangkan dari model regresi global berdasarkan regresi non-parametrik (Mei, 2005). Model ini menghitung parameter pada setiap lokasi pengamatan. Sehingga setiap lokasi pengamatan memiliki nilai parameter regresi yang berbeda-beda. Pada model GWR faktor geografis merupakan variabel prediktor yang dapat mempengaruhi variabel respon. Asumsi yang harus dipenuhi dalam model GWR adalah *error* berdistribusi normal dengan *mean* nol dan varians σ^2. Pada model *Geographically Weighted Regression* (GWR) hubungan antara variabel respon Y dan variabel bebas pada lokasi ke-i adalah :

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \qquad (1)$$

Metode yang digunakan untuk mengestimasi parameter model GWR yaitu Weighted Less Square (WLS) dengan memberikan pembobot yang berbeda untuk setiap lokasi dimana data diamati. Pemberian bobot ini sesuai dengan Hukum I Tobler : "Segala sesuatu saling berhubungan satu dengan yang lainnya, tetapi sesuatu yang dekat lebih mempunyai pengaruh daripada sesuatu yang jauh" (Miller, 2004).

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i)=\left[\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)\mathbf{X}\right]^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)\mathbf{y} \quad (2)$$

Estimator $\hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i)$ pada Persamaan (2) merupakan estimator tak bias dan konsisten untuk $\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)$ (Nurdim,2008). Dengan matriks pembobot sebagai berikut:

$$\boldsymbol{W}(u_i,v_i)=\begin{bmatrix} w_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & w_{in} \end{bmatrix}$$

dengan w_{in} adalah bobot untuk data pada titik ke n dalam pengujian model disekitar titik i. Matriks pembobot lokasi ke-i diperoleh dari jenis fungsi pembobot yang dapat ditentukan dengan menggunakan fungsi kernel berupa jarak eksponensial (LeSage, 2001).

$$w_{ij}=\sqrt{\exp\left(-(d_{ij}/h)^2\right)} \quad (3)$$

Dengan jarak Eucledian antar lokasi (u_i,v_i) : $d_{ij}=\sqrt{\left(u_i-u_j\right)^2+\left(v_i-v_j\right)^2}$ dan h adalah lingkaran radius *bandwidth* dari titik pusat lokasi. Salah satu metode untuk menentukan *bandwidth* optimum adalah *cross validation*, secara matematis dapat dirumuskan sebagai berikut (Fotheringham *et all*, 2002):

$$CV(h)=\sum_{i=1}^{n}(y_i-\widehat{y_{\neq i}}(h))^2 \quad (4)$$

di mana $\widehat{y_{\neq i}}(h)$ adalah penduga y_i di mana pengamatan lokasi (u_i,v_i) dihilangkan dari proses pendugaan.

2.3 *Geographically and Temporally Weighted Regression*

Geographically and Temporally Weighted Regression (GTWR) merupakan pengembangan dari model GWR untuk menangani ketidakstasioneran suatu data baik dari sisi spasial maupun temporal secara bersamaan (Wang, 2006). Berbeda dengan model standar GWR, GTWR menggabungkan informasi temporal dan spasial dalam matriks pembobot dalam mengidentifikasi adanya heterogenitas spasial dan temporal. Model GTWR untuk p variabel bebas dengan variabel terikat y_i pada lokasi $\{(u_i,v_i,t_i)\}$ untuk setiap pengamatan dituliskan sebagi berikut :

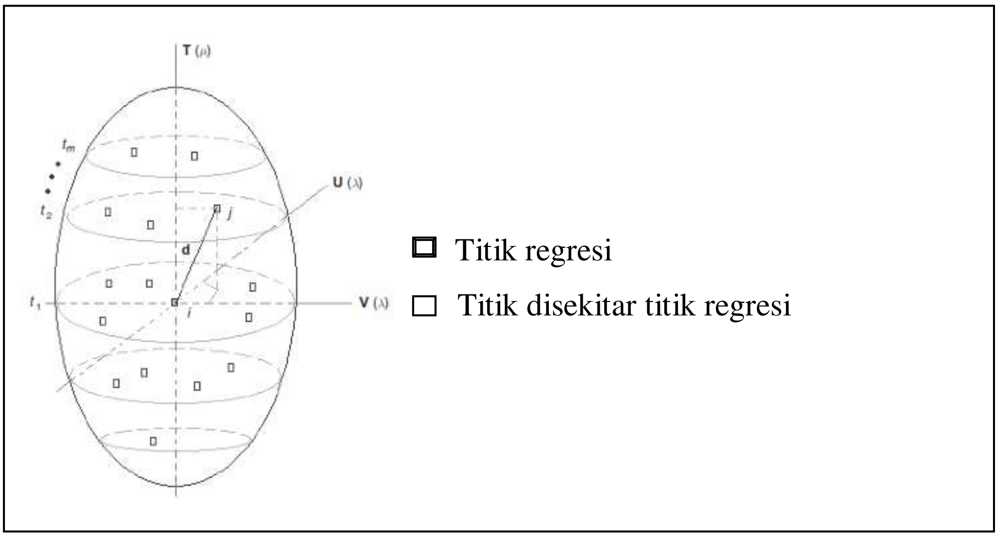
$$Y_i=\beta_0(u_i,v_i,t_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i,t_i)x_{ik}+\varepsilon_i \quad (5)$$

Berikut estimasi parameter pada model GTWR untuk setiap k variabel dengan titik pengamatan $\{(u_i,v_i,t_i)\}$.

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i,t_i)=(\boldsymbol{X^T W}(u_i,v_i,t_i)\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X^T W}(u_i,v_i,t_i)\boldsymbol{Y} \quad (6)$$

dengan $\boldsymbol{W}(u_i,v_i,t_i)$ = diag(α_{i1}, α_{i2}, ..., α_{in}) dan n adalah banyaknya pengamatan. Elemen diagonal α_{ij} ($1 \le j \le n$) merupakan fungsi jarak spasial-temporal pada titik pengamatan (u_i,v_i,t_i). Diasumsikan bahwa kedekatan titik observasi data terhadap titik i pada sistem koordinat spasial-temporal memiliki pengaruh yang lebih besar pada estimasi parameter $\hat{\beta}(u_i,v_i,t_i)$ daripada data yang terletak lebih jauh dari titik i. Pendefinisian dan pengukuran kedekatan spasial-temporal dalam sistem koordinat merupakan problem utama dalam penyusunan model GTWR dikarenakan kedekatan titik observasi memiliki dua unsur, yaitu kedekatan spasial dan kedekatan temporal.

Sebelum memperhitungkan fungsi jarak spasial-temporal, akan lebih baik jika memahami beberapa gagasan yang mendasari pada pengukuran kedekatan. Misalkan data yang diamati terletak pada tiga dimensi dalam sistem koordinat spasial-temporal dan diketahui bahwa observasi tersebut memiliki kedekatan dengan titik i. Dalam hal ini digunakan sistem koordinat ellipsoidal untuk mengukur kedekatan antara titik regresi dengan titik observasi yang mengelilinginya. Jarak spasial-temporal diilustrasikan pada Gambar 1.



(Sumber : *Huang*, 2010)

Gambar 1 Ilustrasi jarak spasial-temporal

Fungsi jarak spasial-temporal terdiri dari gabungan fungsi jarak spasial dan fungsi jarak temporal. Dengan fungsi jarak spasial d^S dan fungsi jarak temporal d^T diperoleh persamaan sebagai berikut :

$$(d^{ST})^2 = \lambda(d^S)^2 + \mu(d^T)^2 \quad (7)$$

dimana λ dan μ menyatakan faktor skala penyeimbang efek yang berbeda untuk mengukur jarak spasial dan temporal. Sehingga jarak euclidean menjadi (Huang, *et al.*, 2010) :

$$\left(d_{ij}^{ST}\right)^2 = \lambda\left\{\left(u_i - u_j\right)^2 + \left(v_i - v_j\right)^2\right\} + \mu\left(t_i - t_j\right)^2 \quad (8)$$

Berdasarkan persamaan tersebut diperoleh :

$$\alpha_{ij} = exp\left\{-\left(\frac{\lambda\left[\left(u_i-u_j\right)^2+\left(v_i-v_j\right)^2\right]+\mu\left(t_i-t_j\right)^2}{h_{ST}^2}\right)\right\}$$

$$= exp\left\{-\left(\frac{\left[\left(u_i-u_j\right)^2+\left(v_i-v_j\right)^2\right]}{h_S^2}\right)+\frac{\left(t_i-t_j\right)^2}{h_T^2}\right\} \text{, dengan } h_S^2 = \frac{h_{ST}^2}{\lambda} \text{ dan } h_T^2 = \frac{h_{ST}^2}{\mu}$$

$$= exp\left\{-\left(\frac{\left(d_{ij}^S\right)^2}{h_S^2}+\frac{\left(d_{ij}^T\right)^2}{h_T^2}\right)\right\} \text{, dengan } \left(d_{ij}^S\right)^2 = \left(u_i - u_j\right)^2 + \left(v_i - v_j\right)^2$$

$$= exp\left\{-\frac{\left(d_{ij}^S\right)^2}{h_S^2}\right\} \times exp\left\{-\frac{\left(d_{ij}^T\right)^2}{h_T^2}\right\} \text{, dan } \left(d_{ij}^T\right)^2 = \left(t_i - t_j\right)^2$$

$$= \alpha_{ij}^S \times \alpha_{ij}^T \text{, dengan } \alpha_{ij}^S = exp\left\{-\frac{\left(d_{ij}^S\right)^2}{h_S^2}\right\} \text{ dan } \alpha_{ij}^T = exp\left\{-\frac{\left(d_{ij}^T\right)^2}{h_T^2}\right\}$$

Dimana h_{ST}^2 merupakan parameter dari *bandwidth* spasial-temporal, h_S^2 adalah parameter *bandwidth* spasial dan h_T^2 merupakan parameter *bandwidth* temporal.

Misalkan τ merupakan parameter rasio dari $\frac{\mu}{\lambda}$ dengan $\lambda \neq 0$ maka diperoleh pesamaan:

$$\frac{\left(d_{ij}^{ST}\right)^2}{\lambda} = \left(u_i - u_j\right)^2 + \left(v_i - v_j\right)^2 + \tau\left(t_i - t_j\right)^2 \quad (9)$$

Parameter τ berfungsi untuk memperbesar atau memperkecil efek jarak temporal terhadap jarak spasial. Parameter ini didapatkan dari kriteria CV minimum melalui inisialisasi nilai τ awal. Selanjutnya estimasi parameter μ dan λ bisa diperoleh berdasarkan hasil estimasi τ yang menghasilkan CV minimum (Huang *et al.*, 2010).

2.3.1. Pengujian Hipotesis Model GTWR

Pengujian hipotesis pada model GTWR terdiri dari pengujian kesesuaian model GTWR dan pengujian parameter model. Pengujian kesesuaian model GTWR (*goodness of fit*) tidak berbeda dengan pengujian kesesuaian model GWR yang dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : $\beta_k(u_i, v_i, t_i) = \beta_k$ untuk setiap $k = 0,1,2,\cdots,p,$ dan $i = 1,2,\cdots,n$

(tidak ada perbedaan yang signifikan antara model regresi global dan GTWR)

H_1 : Paling sedikit ada satu $\beta_k(u_i, v_i, t_i) \neq \beta_k$, $k = 0,1,2,\ldots,p$

(ada perbedaan yang signifikan antara model regresi global dan GTWR).

Penentuan statistik uji berdasarkan pada *Residual Sum of Square* (RSS) yang diperoleh masing-masing dibawah H_0 dan H_1 sebagai berikut (Leung *et al.*, 2000a):

$$F_1 = \frac{RSS(H_1)/\left(\frac{\delta_1^2}{\delta_2}\right)}{RSS(H_0)/(n-p-1)} \tag{10}$$

Dibawah H_0 F_1 akan mengikuti distribusi F dengan derajat bebas $df_1 = \frac{\delta_1^2}{\delta_2}$ dan $df_2 = (n-p-1)$. Jika diambil taraf signifikansi α maka tolak H_0 jika $F_1 < F_{1-\alpha, df_1, df_2}$.

Jika disimpulkan bahwa model GTWR berbeda nyata dengan model regresi global, maka langkah selanjutnya adalah melakukan uji parsial untuk mengetahui apakah ada perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel prediktor x_k antara satu lokasi dengan lokasi lainnya (Mei, He dan Fang, 2004).

Pengujian ini dapat dilakukan dengan hipotesis:

H_0 : $\beta_k(u_1, v_1, t_1) = \beta_k(u_2, v_2, t_2) = \cdots = \beta_k(u_n, v_n, t_n)$ untuk suatu $k\left(k = 0,1,2,\cdots,p\right)$

(tidak ada perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel prediktor x_k antar lokasi maupun waktu)

H_1 : Minimal ada satu $\beta_k(u_i, v_i, t_i)$ untuk i = 1, 2, …, n yang berbeda.

(ada perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel prediktor x_k antar lokasi maupun waktu)

Untuk melakukan pengujian di atas maka ditentukan terlebih dahulu varians $\widehat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i, t_i)$ (i = 1, 2, ..., n) yang dinotasikan dengan:

$$V_k^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\widehat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i, t_i) - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\widehat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i, t_i)\right)^2$$
$$= \frac{1}{n}\boldsymbol{\beta}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\boldsymbol{\beta}_k$$

dengan $\boldsymbol{\beta}_k(u_i, v_i, t_i) = \begin{bmatrix} \beta_k(u_1, v_1, t_1) \\ \beta_k(u_2, v_2, t_2) \\ \vdots \\ \beta_k(u_n, v_n, t_n) \end{bmatrix}$, **I** adalah matriks identitas berukuran nxn dan **J** merupakan matrik berukuran nxn yang semua elemennya adalah 1.

Sedangkan statistik uji yang digunakan adalah:

$$F_3 = \frac{\mathrm{V}_\mathrm{k}^2/tr\left(\frac{1}{\mathrm{n}}\boldsymbol{\beta}_\mathrm{k}^\mathrm{T}\left[\mathbf{I} - \frac{1}{\mathrm{n}}\mathbf{J}\right]\boldsymbol{\beta}_\mathrm{k}\right)}{\mathrm{RSS}(\mathrm{H}_1)/\delta_1} \tag{11}$$

dengan $\boldsymbol{\beta}_k = \begin{bmatrix} e_k^T[\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_1,v_1,t_1)\mathbf{X}]^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_1,v_1,t_1) \\ e_k^T[\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_2,v_2,t_2)\mathbf{X}]^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_2,v_2,t_2) \\ \vdots \\ e_k^T[\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_n,v_n,t_n)\mathbf{X}]^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_n,v_n,t_n) \end{bmatrix}$, $\mathbf{e}_k$ adalah vektor kolom berukuran $(p+1)$ yang bernilai satu untuk elemen ke-k dan nol untuk lainnya. Dibawah H_0, statistik uji F_3 akan berdistribusi F dengan derajat bebas $df_1 = \frac{\gamma_1^2}{\gamma_2}$ dan $df_2 = \frac{\delta_1^2}{\delta_2}$. Jika diambil taraf signifikansi α maka tolak H_0 jika $F_3 \geq F_{\alpha,df_1,df_2}$ (Leung *et al.*, 2000).

2.3.2 Pemilihan Model Terbaik

Menurut Gujarati (2006) ada beberapa metode yang digunakan untuk menentukan model terbaik, diantaranya :

a. Koefisien Determinasi (R^2)

Nilai koefisien determinasi menunjukkan proporsi atau persentase variasi total dalam variabel respon yang dijelaskan oleh variabel prediktor. Koefisien ini digunakan untuk model regresi yang berisi lebih dari dua variabel.

b. *Mean Squared Error* (MSE)

Mean Squared Error (MSE) adalah metode yang berperan dalam penentuan model terbaik dengan cara menguadratkan masing-masing kesalahan atau *error*, selanjutnya dijumlahkan dan dibagi dengan jumlah observasi.

Pemilihan model terbaik ditentukan dengan nilai R^2 yang paling besar dan nilai MSE yang terkecil.

3. METODOLOGI PENELITIAN

3.1. Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder tentang faktor-faktor yang diduga mempengaruhi proporsi penduduk miskin di Provinsi Jawa Tengah yang diperoleh dari Badan Pusat Statistika Provinsi Jawa Tengah. Dalam penelitian ini, terdapat 29 kabupaten dan 6 kota di Jawa Tengah yang dijadikan lokasi pengamatan. Data yang digunakan merupakan data pada tahun 2008 sampai dengan 2012 yang diperoleh melalui survey oleh BPS setiap tahunnya.

3.2. Variabel Penelitian

Penelitian ini menggunakan proporsi penduduk miskin sebagai variabel terikat dengan variabel bebas sebagai berikut :

Tabel 1 Variabel Penelitian

Kode	Variabel
Y	Proporsi penduduk miskin (dalam persen)
X1	Upah Minimum Regional (dalam ratusan ribu rupiah)
X2	Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (dalam persen)
X3	Pemilik Tanah (dalam persen)
X4	Kepadatan Penduduk (per km^2)
X5	Keluarga Prasejahtera (dalam persen)
X6	Indeks Pembangunan Manusia (dalam persen)
(u_i,v_i,t_i)	Lokasi dan waktu ke-i (lintang, bujur, tahun)

3.3. *Software* yang Digunakan

Software yang digunakan dalam tulisan ini adalah MINITAB 14, SPSS 16 dan *software* Matlab 7.6.0.

3.4. Langkah Analisis

Langkah-langkah yang dilakukan untuk menganalisis data dalam penelitian ini diantaranya :

1. Menentukan variabel bebas yang diperkirakan mempengaruhi proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah.
2. Melakukan pemodelan regresi global yang meliputi :
   a. Estimasi parameter.
   b. Pengujian serentak parameter regresi.
   c. Pengujian parsial parameter regresi.
   d. Pengujian asumsi klasik dan uji heterogenitas spasial-temporal.
3. Melakukan pemodelan GWR untuk mendapatkan bandwidth spasial (h_S).
4. Melakukan pemodelan regresi lokal dengan GTWR yang meliputi :
   a. Menghitung jarak euclidean pada koordinat (u_i, v_i, t_i).
   b. Mendapatkan estimasi parameter τ, μ dan λ.
   c. Menentukan *bandwidth* spasial-temporal (h_{ST}).
   d. Menghitung besarnya pembobotan dengan metode *Kernel Eksponential*.
   e. Estimasi parameter model GTWR.
   f. Pengujian hipotesis untuk menentukan variabel yang mempunyai efek spasial-temporal.
5. Melakukan perbandingan model regresi global dan GTWR melalui kriteria nilai MSE, R^2

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Deskripsi Data

Tabel 2 Deskripsi Data Penelitian

Variabel	Minimal	Maksimal	Rataan	Standar Deviasi
Proporsi penduduk miskin (Y)	4,84	27,87	16,0503	5,22530
UMR (X1)	5,47	9,92	7,2835	0,97133
TPAK (X2)	60,15	79,47	70,2366	3,61571
Pemilik tanah (X3)	0,13	13,51	2,5300	2,29637
Kepadatan Penduduk (X4)	462,00	11996,41	39,5484	2389,69999
Keluarga Prasejahtera (X5)	1,24	65,42	28,6462	12,74920
IPM (X6)	67,09	78,60	72,3053	2,31243

4.2. Regresi Global

4.2.1. Uji Kecocokan Model dan Signifikansi Parameter

Hasil analisis variansi, dengan taraf signifikansi (α) sebesar 5% menolak H_0 jika $F_{hitung} > F_{(0,05;3,171)}$ (2,895) atau menolak H_0 jika nilai *P-Value* < α menyatakan bahwa model sesuai untuk menggambarkan hubungan linier antara variabel bebas dan variabel terikat karena *P-Value* (0,000) lebih kecil dari 0,05 dan F_{hitung} (58,425) lebih besar dari F_{tabel} (2,895). Dengan taraf signifikansi (α) sebesar 5% menolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{(0,025,171)}$ (1.974) atau menolak H_0 jika nilai *P-Value* < α. Diperoleh hasil dengan menggunakan metode pemilihan variabel *(stepwise)* dimana 3 variabel dengan tingkat signifikansi kurang dari 0,05 dan $|t_{hitung}|$ lebih besar dari 1,974 yaitu variabel UMR, pemilik tanah dan IPM, sehingga variabel UMR (X1), pemilik tanah (X3) dan IPM (X6) merupakan parameter yang signifikan terhadap proporsi penduduk miskin.

Sebelum melakukan analisis variansi, terlebih dahulu dilakukan uji asumsi residual sebagai berikut:

a. Normalitas

Dengan taraf signifikansi (α) sebesar 5% dan menolak H_0 jika *P-Value* < 0,05 maka H_0 diterima karena *P-Value* (0,150) lebih besar dari 0,05 sehingga residual mengikuti distribusi normal.

b. Homogenitas varian

Dengan taraf signifikansi (α) sebesar 5% dan menolak H_0 jika *P-Value* < 0,05 atau $F_{hitung} > F_{(0,05;6,168)}$ maka H_0 diterima karena *P-Value* (0,062) lebih besar dari 0,05 dan nilai F_{hitung} (2,048) kurang dari F_{tabel} (2.153) yang berarti variabel bebas tidak signifikan mempengaruhi nilai absolut residual sehingga terjadi homoskedastisitas.

c. Non-autokorelasi

Menerima H_0 jika $d_U < d_{htung} < 4\text{-}d_U$, karena nilai Durbin-Watson d_U (1,824) < (1,886) < $4\text{-}d_U$ (2,176) maka H_0 diterima sehingga tidak terjadi autokorelasi atau residual independen.

d. Non-multikolinearitas

Karena untuk semua variabel nilai VIF kurang dari 10 maka dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi multikolinearitas, sehingga asumsi non-multikolinearitas terpenuhi.

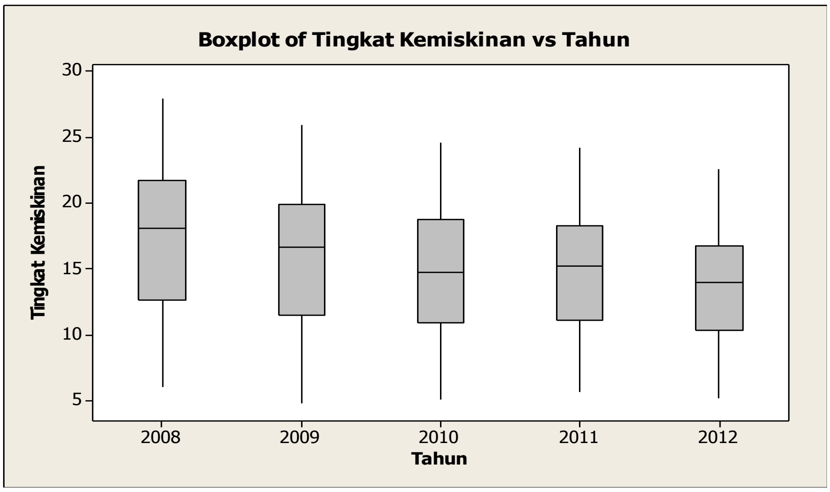
Model akhir regresi global terbaik dengan metode *stepwise,* yaitu : $\hat{y} = 16{,}050 - 0{,}983Z_1 - 0{,}700Z_3 - 2{,}821Z_6$

Persamaan tersebut menjelaskan bahwa Indeks Pembangunan Manusia (IPM) memiliki pengaruh paling besar terhadap perubahan proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah, sedangkan pemilik tanah memiliki pengaruh yang paling kecil terhadap proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah dibandingkan Upah Minimum Regional dan Indeks Pembangunan Manusia.

Nilai koefisien determinasi (R^2) yang diperoleh berdasarkan model regresi global sebesar 51,60 %. Nilai tersebut menunjukkan bahwa model regresi global yang diperoleh mampu menjelaskan variabilitas nilai proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah sebesar 51,60 %. Sedangkan sisanya 48,40 % dipengaruhi oleh variabel prediktor lain yang belum dimasukkan ke dalam model.

4.2.2. Analisis Heterogenitas Spasial dan Temporal

Pada taraf signifikansi (α) sebesar 10% dan menolak H_0 jika *P-Value* < 0,1 atau *BP > (k)* maka dengan *P-Value* (0,072) pada Lampiran 5 lebih kecil dari 0,1 dan nilai *BP* (7,011) lebih besar dari nilai $_{(3)}$ (6,251) menunjukkan bahwa ditemukan adanya kasus heterogenitas spasial.



Gambar 2 Analisis Heterogenitas temporal

Keberagaman yang tinggi nilai proporsi penduduk miskin antar waktu pengamatan mengindikasikan adanya kasus heterogenitas temporal.

4.3. Pemodelan dengan GTWR

Tabel 3 Ringkasan Statistik Parameter GTWR

Variabel	Minimum	Maksimum	Mean	Std. Deviasi
Constant	-15,0695	73,6022	15,2107	10,4174
X1	-36,8128	88,8367	-2,0632	10,3300
X3	-55,4807	58,7454	-2,0506	12,1685
X6	-138,4155	22,4100	-3,3921	13,1250

Tabel 3 menjelaskan deskripsi estimasi parameter menggunakan metode GTWR. Estimasi parameter β_0 pada lokasi pengamatan proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah berkisar antara -15,0695 hingga 73,6022. Sementara variabel prediktor UMR, pemilik tanah dan IPM bervariasi pada setiap lokasi dengan nilai rata-rata negatif, artinya setiap jika terdapat peningkatan Upah Minimum Regional, peningkatan persentase pemilik tanah dan peningkatan Indeks Pembangunan Manusia maka akan semakin rendah proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah.

4.3.1. Pengujian Hipotesis Model GTWR

Tabel 4 ANOVA model GTWR

Source	SS	Df	MS	F	P
Improvement	2332,1802	170,2047	13,7022	3,0346	0,0000
GTWR	14,0601	3,0722	4,5765		
Regresi	2346,2403	171,0000			

Dengan taraf signifikansi (α) sebesar 5% pada tabel ANOVA di atas terlihat bahwa *P-value* (0,0000) < 0,05 berarti terdapat perbedaan yang signifikan antara model regresi global dan GTWR yang mengindikasikan bahwa ada pengaruh spasial-temporal.

Tabel 5 Uji Faktor Spasial-Temporal pada Setiap Variabel Prediktor

Variabel	F3 Stat	P-Value
Constant	2,7456	0,0402
X1	2,1567	0,1338
X3	3,1118	0,0299
X6	2,2494	0,1537

Berdasarkan Tabel di atas dengan taraf signifikansi (α) 5 % menolak H_0 jika atau *P-value* < 0,05 maka untuk variabel UMR dan IPM dengan nilai F_3 berturut-turut 2,1567 dan 2,2494 keduanya kurang dari F_{tabel} (2,6575) serta nilai P-*Value* berturut-turut 0,1338 dan 0,1537 keduanya lebih besar dari 0,05 maka menerima H_0 sehingga tidak ada perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel UMR dan IPM antar lokasi maupun waktu. Sedangkan untuk variabel pemilik tanah menunjukkan nilai F_3 sebesar 3,1118, nilai tersebut lebih besar dari F_{tabel} (2,6575) dan *P-Value* (0,0299) lebih besar dari 0,05 maka terdapat perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel pemilik tanah antar lokasi maupun waktu.

4.3.2. Perbandingan Model Regresi Global dan Model GTWR

Tabel 6 Perbandingan Model Regresi Global dan Model GTWR

Metode	R^2	MSE
Regresi Global	0,516	13,702
GTWR	0,997	4,577

Untuk membandingkan model terbaik antara regresi global dan GTWR dapat dilakukan dengan cara membandingkan nilai R^2 dan MSE. Model terbaik diperoleh dengan kriteria nilai R^2 yang lebih besar dan nilai MSE yang lebih kecil. Tabel di atas menunjukkan bahwa pemodelan proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah menggunakan GTWR memberikan hasil yang lebih baik dibandingkan dengan pemodelan menggunakan regresi global. Hasil tersebut menunjukkan bahwa regresi global hanya memberikan nilai R^2 sebesar 0,516 dan MSE sebesar 13,702 sedangkan model GTWR mampu memaksimalkan nilai R^2 sebesar 0,997 dengan nilai MSE lebih kecil daripada regresi global yaitu 4.577.

5. KESIMPULAN

1. Faktor-faktor yang signifikan mempengaruhi proporsi penduduk miskin di provinsi Jawa Tengah berdasarkan model regresi global adalah Upah Minimum Regional (UMR), pemilik tanah dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM).
2. Pada pemodelan GTWR tidak ada perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel UMR dan IPM antar lokasi maupun waktu. Sedangkan untuk variabel pemilik tanah menunjukkan adanya perbedaan pengaruh yang signifikan antar lokasi maupun waktu (terdapat efek spasial-temporal).
3. Setelah dilakukan perbandingan maka diperoleh hasil bahwa pemodelan proporsi penduduk miskin di Jawa Tengah menggunakan GTWR lebih baik daripada menggunakan regresi global. Hal ini dikarenakan model GTWR mampu memaksimalkan nilai R^2 sebesar 0,997 dengan nilai MSE lebih kecil daripada regresi global yaitu 4,577.

6. DAFTAR PUSTAKA

BPS. 2010. *Jawa Tengah Dalam Angka Tahun 2010*. Badan Pusat Statistika, Semarang.

BPS. 2013. *Jawa Tengah Dalam Angka Tahun 2013*. Badan Pusat Statistika, Semarang.

Fotheringham, A. S., Brundson, C. and Charlthon, M., (2002), *Geographically Weighted Regression: The Ananlysis of Spatially Varying Relationships,* UK.

Gujarati, D. 2006. *Ekonometrika Dasar*. Erlangga, Jakarta.

Huang, B., Wu, B. dan Barry, M. 2010. Geographically and Temporally Weighted Regression for Modeling Spatio-Temporal Variation in Houses Prices.*International Journal of Geographical Information Science,* 385-388.

LeSage, J.P. (2001), A Family of Geographically Weighted Regression, Departement of Economics University of Toledo.

Leung, Y., Mei, C.L., & Zhang, W.X., 2000, Statistic Tests for Spatial Non-Stationarity Based on the Geographically Weighted Regression Model, *Environment and Planning* A, 32 9-32.

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

Miller, H. J., 2004. 'Tobler's First Law and Spatial Analysis'. *Annals of the Association of America Geographers, 94(2), hal.284-289.*

Purhadi and Yasin, H. 2008. Mixed Geographically Weighted Regression Model (Case Study: the Percentage of Poor Households in Mojokerto 2008). *European Journal of*

Wang, P. 2006. *Exploring spatial effects on housing price: the case study of the city of Calgary*. Master dissertation. University of Calgary, Canada.