PENGUJIAN SIGNIFIKANSI MODEL *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED REGRESSION* (GWR) DENGAN STATISTIK UJI F DAN UJI T
(Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012)

SKRIPSI

Oleh:
LULUK NUR AZIZAH
NIM. 09610120

JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG

2013

PENGUJIAN SIGNIFIKANSI MODEL *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED REGRESSION* (GWR) DENGAN STATISTIK UJI F DAN UJI T
(Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012)

SKRIPSI

Diajukan Kepada:
Fakultas Sains dan Teknologi
Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang
Untuk Memenuhi Salah Satu Persyaratan dalam
Memperoleh Gelar Sarjana Sains (S.Si)

Oleh:
LULUK NUR AZIZAH
NIM. 09610120

JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2013

PENGUJIAN SIGNIFIKANSI MODEL *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED REGRESSION* (GWR) DENGAN STATISTIK UJI F DAN UJI T
(Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012)

SKRIPSI

Oleh:
LULUK NUR AZIZAH
NIM. 09610120

Telah Diperiksa dan Disetujui untuk Diuji:
Tanggal: 11 September 2013

Pembimbing I	Pembimbing II
Dr. Sri Harini, M.Si	Abdussakir, M.Pd
NIP. 19731014 200112 2 002	NIP. 19751006 200312 1 001

Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika

Abdussakir, M.Pd
NIP. 19751006 200312 1 001

PENGUJIAN SIGNIFIKANSI MODEL *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED REGRESSION* (GWR) DENGAN STATISTIK UJI F DAN UJI T
(Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012)

SKRIPSI

Oleh:
LULUK NUR AZIZAH
NIM. 09610120

Telah Dipertahankan di Depan Dewan Penguji Skripsi dan
Dinyatakan Diterima sebagai Salah Satu Persyaratan
untuk Memperoleh Gelar Sarjana Sains (S.Si)
Tanggal: 18 September 2013

Penguji Utama	: Abdul Aziz, M.Si NIP. 19760318 200604 1 002	________________
Ketua Penguji	: Dr. H. Imam Sujarwo, M.Pd NIP. 19630502 198703 1 005	________________
Sekretaris Penguji	:Dr. Sri Harini, M.Si NIP. 19731014 200112 2 002	________________
Anggota Penguji	: Abdussakir, M.Pd NIP. 19751006 200312 1 001	________________

Mengesahkan,
Ketua Jurusan Matematika

Abdussakir, M.Pd
NIP. 19751006 200312 1 001

PERNYATAAN KEASLIAN TULISAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama	: Luluk Nur Azizah
NIM	: 09610120
Jurusan	: Matematika
Fakultas	: Sains dan Teknologi
Judul	: Pengujian Signifikansi Model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan Statistik Uji F dan Uji t (Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012)

menyatakan dengan sebenarnya bahwa skripsi yang saya tulis ini benar-benar merupakan hasil karya saya sendiri, bukan merupakan pengambilalihan data, tulisan atau pikiran orang lain yang saya akui sebagai hasil tulisan atau pikiran saya sendiri, kecuali dengan mencantumkan sumber cuplikan pada daftar pustaka. Apabila di kemudian hari terbukti atau dapat dibuktikan skripsi ini hasil jiplakan, maka saya bersedia menerima sanksi atas perbuatan tersebut.

Malang, 11 September 2013
Yang membuat pernyataan,

<u>Luluk Nur Azizah</u>
NIM. 09610120

MOTTO

فَٱذۡكُرُونِيٓ أَذۡكُرۡكُمۡ وَٱشۡكُرُواْ لِي وَلَا تَكۡفُرُونِ ١٥٢

"Karena itu, ingatlah kamu kepada-Ku niscaya aku ingat (pula) kepadamu, dan bersyukurlah kepada-Ku, dan janganlah kamu mengingkari (nikmat)-Ku".

(Al-Baqarah: 152)

"A miracle is another name of an effort"

HALAMAN PERSEMBAHAN

بِسْمِ اللهِ الرَّحْمٰنِ الرَّحِيْمِ

Tiada kata yang pantas untuk diucapkan selain beribu rasa syukur atas rahmat, nikmat, dan karunia Allah, maka penulis persembahkan karya tulis ini kepada:

Ibu dan Bapak Tercinta

(Ibu Khotijah dan Bapak Moch. Poniran)

Adikku Tercinta *(Ilmiyatus Shofiyah)*

KATA PENGANTAR

Assalamu'alaikum Wr.Wb

Alhamdulillahirobbil'alamiin, puji syukur kepada Allah SWT, atas rahmat, taufiq dan hidayah-Nya, penulis dapat menyelesaikan penulisan skripsi sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Sains dalam bidang Matematika di Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.

Ucapan terima kasih penulis sampaikan seiring do'a dan harapan kepada semua pihak yang telah berpartisipasi dan membantu dalam menyelesaikan penulisan skripsi ini. Ucapan terima kasih yang sebesar-besarnya penulis sampaikan kepada :

1. Prof. Dr. H. Mudjia Rahardjo, M.Si, selaku Rektor Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
2. Dr. drh. Hj. Bayyinatul Muchtaromah, M.Si, selaku Dekan Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
3. Abdussakir, M.Pd, selaku Ketua Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
4. Dr. Sri Harini, M.Si dan Abdussakir, M.Pd, selaku pembimbing penulis dalam menyelesaikan penulisan skripsi ini. Atas bimbingan, arahan, saran motivasi dan kesabarannya, sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi ini dengan baik penulis sampaikan *Jazakumullah Ahsanal jaza'*.

5. Segenap sivitas akademika Jurusan Matematika, terutama seluruh dosen, terima kasih atas segenap ilmu dan bimbingannya.
6. Bapak Moch Poniran dan Ibu Khotijah yang tidak pernah lelah mendo'akan, memberikan kasih sayang, semangat, serta motivasi kepada penulis. Adik tercinta Ilmiyatus Shofiyah yang selalu memberikan semangat dan kasih sayang kepada penulis, sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi ini.
7. Teman-teman matematika angkatan 2009, khusunya Alfi Syahri, Siti Masykhur, Deri Ismawati, Rina Fajariah, Dian Alfi, Hikmah Maghfiroh dan Anis Safidah yang sama-sama berjuang demi masa depan yang dicita-citakan yang telah memberikan kebahagiaan dalam kehidupan penulis selama masa kuliah.
8. Semua pihak yang tidak dapat disebutkan satu-persatu, yang telah membantu penulis dalam menyelesaikan penulisan skripsi ini.

Semoga Allah SWT, selalu melimpahkan rahmat dan karunia-Nya Akhirnya, penulis berharap semoga dengan rahmat dan izin Allah, mudah-mudahan skripsi ini dapat memberikan banyak manfaat bagi penulis dan bagi pembaca. *Amin ya Robbal 'alamiin...*

Wassalamu'alaikum Wr. Wb.

Malang, September 2013

Penulis

DAFTAR ISI

DAFTAR GAMBAR

DAFTAR TABEL

ABSTRAK

Azizah, Luluk N. 2013. **Pengujian Signifikansi Model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan Uji F dan Uji t (Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012)**. Skripsi. Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi. Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang. Pembimbing: (I) Dr. Sri Harini, M.Si (II) Abdussakir, M.Pd

Kata Kunci: *Geographically Weighted Regression* (GWR), Uji F, Uji t

Geographically Weighted Regression (GWR) adalah pengembangan dari model regresi dimana setiap parameter dihitung pada setiap lokasi pengamatan, sehingga setiap lokasi pengamatan mempunyai nilai parameter regresi yang berbeda-beda. Hal ini dikarenakan pada model regresi global berlaku pada data statistik dengan asumsi bahwa lokasi pengamatan yang diteliti tidak berpengaruh. Variabel respon y dalam model GWR diprediksi dengan variabel prediktor yang masing-masing koefisien regresinya bergantung pada lokasi dimana data tersebut diamati sehingga faktor geografis sangat mempengaruhi dalam penarikan kesimpulan. Untuk menguji signifikansi model GWR maka dilakukan estimasi parameter terlebih dahulu. Estimasi parameter model regresi linier biasanya menggunakan *Ordinary Least Square* (OLS), sedangkan estimasi parameter model GWR dilakukan dengan metode *Weighted Least Squares* (WLS) yaitu dengan memberikan pembobot yang berbeda untuk setiap lokasi dimana data diamati. Estimasi parameter model GWR meliputi estimasi parameter regresi dan parameter variansi.

Dari hasil penelitian didapatkan model statistik uji dari model GWR adalah statistik uji F dan uji t. Pada aplikasi GWR4 didapatkan bahwa dari ke tujuh variabel, ternyata variabel jumlah tenaga medis, jumlah posyandu, pemberian asi eksklusif, pemberian vitamin, kesehatan ibu dan kesehatan bayi yang signifikan mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012.

Sehingga model yang didapatkan dari pengujian signifikansi model GWR pada data jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012 menggunakan aplikasi GWR4 adalah:

$$y_i = 34001.960283 + 4150.138641x_{i1} + 1472.043181x_{i2} + 1184.660155x_{i3} - 5982.992286x_{i4} + 11278.752766x_{i5} + 500223.799748x_{i6} - 508266.845069x_{i7}$$

Selain menggunakan statistik uji F dan uji t, dapat juga digunakan metode lainnya pada pengujian model GWR. Estimasi parameter juga dapat menggunakan metode selain WLS, serta data yang sesuai dengan kebutuhan peneliti.

ABSTRACT

Azizah, Luluk N. 2013. **Significance Testing *Weighted Geographically Regression* (GWR) Model with F Test and t Test (Case Study Number of Infant Deaths in East Java in 2012).** Thesis. Department of Mathematics, Faculty of Science and Technology. State Islamic University of Maulana Malik Ibrahim Malang. Supervisor: (I) Dr. Sri Harini, M.Si (II) Abdussakir, M.Pd

Keywords: *Geographically Weighted* Regression (GWR), F test, t test

Geographically Weighted Regression (GWR) is the development of a regression model in which each parameter is calculated at each observation location, so each observation location parameter has a value different regression. This is because the global regression model applies to the statistical data with the assumption that the sampling sites studied had no effect. Response variable y in the GWR models predicted the predictor variables of each regression coefficient depends on the location where the data is observed that geographical factors influence the conclusion. GWR models to test the significance of the parameter estimation is done first. Parameter estimation of linear regression models typically use the *Ordinary Least Square* (OLS), while the GWR model parameter estimation was conducted using *Weighted Least Squares* (WLS) is to give a different weighting for each location where the data is observed. GWR estimate model parameters include parameters regression and parameter estimation variance.

From the results, the test statistical models of GWR models are statistical F test and t test. On the application GWR4 found that of the seven variables, it turns out a variable number of medical personnel, the number of neighborhood health center, exclusive breast feeding, vitamin, maternal and infant health that significantly affect infant mortality in East Java in 2012.

So that the model obtained from the GWR model significance testing data on the number of infant mortality in East Java in 2012 using GWR4 application is

$$y_i = 34001.960283 + 4150.138641x_{i1} + 1472.043181x_{i2} + 1184.660155x_{i3} - 5982.992286x_{i4} + 11278.752766x_{i5} + 500223.799748x_{i6} - 508266.845069x_{i7}$$

In addition to using the F test statistic and t test, other methods can also be used to test models of GWR. Parameter estimation can also use methods other than WLS, and data in accordance with the needs of researchers.

الملخص

عزيزة، لولؤ نور .٢٠١٣.**أهمية الاختبار موزون جغرافيا نموذج الانحدار(GWR) معاختبار(F) واختبار (ت) . القضية رقم دراسة وفيات الرضع في جاوة الشرقية في عام ٢٠١٢)**البحث. الجامعي. قسم الرياضيات. كلية العلوم والتكنولوجيا. جامعة الإسلامية الحكومية مولانا مالك إبراهيم. مالانج.
المشرف:(١) الدكتور. سري هريني، الماجستير (٢)عبد الشاكر، الماجستير

كلمات البحث :جغرافياالانحدارالموزون(GWR) ، الاختبارF،اختبارT

جغرافيا الانحدار الموزون (GWR) هو تطوير نموذج الانحدار في الذي يحسب كل معلمة في كل موقع مراقبة، لذلك كل معلمة الموقع الملاحظة لديه قيمة مختلفة الانحدار. وذلك لأن نموذج الانحدار العالمي ينطبق على البيانات الإحصائية مع افتراض أن مواقع أخذ العينات المدروسة لم يكن لها تأثير. استجابة المتغير y في النماذج GWR توقع المتغيرات التنبؤية من كل معامل الانحدار يعتمد على الموقع حيث لوحظ أن البيانات العوامل الجغرافية تؤثر على النتيجة. نماذج GWR لاختبار أهمية تقدير المعلمة يتم أولا. تقدير المعلمة من نماذج الانحدار الخطي عادة استخدام المربعات الصغرى العادية(OLS) ، في حين أن GWR أجري نموذج المعلمة تقدير باستخدام المربعات الصغرى المرجحة (WLS) هو اعطاء الترجيح مختلفة لكل موقع حيث لوحظ البيانات GWR .تشمل نماذج تقدير المعلمة تقديرات المعلمات الانحدار والمعلمات التباين.

من نتائج، والنماذج الإحصائية اختبار نماذج GWR هي اختبار F الإحصائية واختبارT. على تطبيق GWR4وجدت أن من المتغيرات سبعة، كما تبين عدد متغير من العاملين في المجال الطبي، وعدد من المراكز الصحية الحي، الاقتصار على الرضاعة الطبيعية، وفيتامين، وصحة الأم والرضع أن تؤثر تأثيرا كبيرا على معدل وفيات الرضع في جاوة الشرقية في عام ٢٠١٢.
ذلك أن النموذج تم الحصول عليها من نموذج أهمية بيانات الاختبار GWR على عدد وفيات الرضع في جاوة الشرقية في عام ٢٠١٢ باستخدام GWR4 التطبيقات هي:

$$y_i = 34001.960283 + 4150.138641x_{i1} + 1472.043181x_{i2} + 1184.660155x_{i3} - 5982.992286x_{i4} + 11278.752766x_{i5} + 500223.799748x_{i6} - 508266.845069x_{i7}$$

بالإضافة إلى استخدام إحصاء اختبار F واختبارT ، ويمكن أيضا أساليب أخرى يمكن استخدامها لاختبار نماذج من .GWR يمكن تقدير المعلمة أيضا استخدام أساليب أخرى غيرWLS ، والبيانات وفقا لاحتياجات الباحثين.

BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Segala sesuatu di dunia ini telah diatur sepenuhnya oleh Sang Maha Pengatur. Begitu halnya dengan segala ilmu pengetahuan tentang apa yang ada di dunia. Manusia tidak mempunyai kekuatan untuk mengetahui semua itu kecuali dengan seizin Allah SWT Yang Maha Menciptakan. Tentunya segala ciptaan Allah ini tidak tercipta sia-sia dan mempunyai manfaat serta tujuan. Seperti yang telah dijelaskan dalam Al-Qur'an sebagai berikut:

مَا خَلَقْنَا ٱلسَّمَٰوَٰتِ وَٱلْأَرْضَ وَمَا بَيْنَهُمَآ إِلَّا بِٱلْحَقِّ وَأَجَلٍ مُّسَمًّى ۚ وَٱلَّذِينَ كَفَرُوا۟ عَمَّآ أُنذِرُوا۟ مُعْرِضُونَ ﴿٣﴾

Artinya: "Kami tiada menciptakan langit dan bumi dan apa yang ada antara keduanya melainkan dengan (tujuan) yang benar dan dalam waktu yang ditentukan dan orang-orang yang kafir berpaling dari apa yang diperingatkan kepada mereka"(Q.S. Al-Ahqaf:3).

Kata "الابالحق" dalam ayat di atas menjelaskan bahwa segala sesuatu yang diciptakan Allah di langit maupun di bumi ini semuanya mempunyai tujuan yang jelas. Dia menjadikan langit dengan segala bintang yang menghiasi, matahari yang memancarkan sinarnya di waktu siang dan bulan di waktu malam, begitu juga bumi dengan segala isinya baik yang tampak maupun yang tersimpan di dalamya sangat bermanfaat bagi kehidupan manusia. Semua itu diciptakan Allah atas kekuasaan dan kehendak-Nya sebagai rahmat yang tak ternilai harganya.

Dari ayat di atas dapat disimpulkan bahwa segala sesuatu yang diciptakan di dunia ini mempunyai manfaat dan tujuan masing-masing untuk kesejahteraan manusia. Apabila Allah menciptakan segala yang ada mempunyai tujuan, tentunya manusia juga mempunyai tujuan dalam segala hal yang dilakukan di dunia ini. Apabila jalan yang ditempuh tidak dapat dilakukan, Allah pasti telah menyediakan jalan lain yang dapat membantu manusia mencapai tujuan dalam kehidupannya. Seperti telah dijelaskan dalam Al-Qur'an surat Al-Ankabut ayat 69 sebagai berikut:

وَٱلَّذِينَ جَٰهَدُواْ فِينَا لَنَهۡدِيَنَّهُمۡ سُبُلَنَاۚ وَإِنَّ ٱللَّهَ لَمَعَ ٱلۡمُحۡسِنِينَ ٦٩

Artinya:"dan orang-orang yang berjihad untuk (mencari keridhaan) Kami, benar- benar akan Kami tunjukkan kepada mereka jalan-jalan kami. dan Sesungguhnya Allah benar-benar beserta orang-orang yang berbuat baik" (Q.S. Al-Ankabut:69).

Begitu pula dalam skripsi ini, pengujian hipotesis dapat dilakukan dengan berbagai model dan metode untuk mengetahui seberapa signifikan hasil yang diperoleh dari pengujian. Oleh karena itu pengujian kebenaran sebuah hipotesis sangat dibutuhkan agar dapat digunakan dan dijadikan pedoman secara ilmiah. Begitupun dengan pengujian signifikansi pada suatu model regresi, pembuktian serta pengujian yang tepat harus dilakukan agar terbukti benar atau tidak dan dapat dijadikan acuan serta dasar untuk penelitian-penelitian selanjutnya. Pada model regresi ini terdapat banyak pengujian untuk membuktikan kevalidan sebuah metode baru yang dapat digunakan dalam menyelesaikan permasalahan regresi baik global maupun lokal. Pengujian signifikansi digunakan untuk mengetahui ketepatan hasil pengujian dari setiap hipotesis pada statistik uji yang dipakai. Hal ini juga telah dijelaskan dalam Al-Qur'an surat Al-Hujurat ayat 6:

يَـٰٓأَيُّهَا ٱلَّذِينَ ءَامَنُوٓاْ إِن جَآءَكُمۡ فَاسِقُۢ بِنَبَإٖ فَتَبَيَّنُوٓاْ أَن تُصِيبُواْ قَوۡمَۢا بِجَهَـٰلَةٖ فَتُصۡبِحُواْ عَلَىٰ مَا فَعَلۡتُمۡ نَـٰدِمِينَ ٦

Artinya:"Hai orang-orang yang beriman, jika datang kepadamu orang fasik membawa suatu berita, maka periksalah dengan teliti agar kamu tidak menimpakan suatu musibah kepada suatu kaum tanpa mengetahui keadaannya yang menyebabkan kamu menyesal atas perbuatanmu itu" (Q.S. Al-Hujurat:6).

Secara statistik pada model regresi global (klasik) statistik uji yang digunakan adalah uji F pada pengujian secara simultan atau serentak dan uji t pada pengujian secara parsial atau individu. Telah banyak penggunaan statistik uji F dan uji t seperti yang telah diteliti oleh Leung, dkk., (1998) yang menggunakan statistik uji F dan t pada model regresi global dengan menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS) untuk menentukan nilai jumlah kuadrat eror. Akan tetapi penentuan statistik uji pada model regresi global masih mempunyai beberapa kelemahan, khususnya untuk mendeteksi model yang mengandung autokorelasi. Karena pada data yang mengandung autokorelasi penggunaan statistik uji F dan t dari model regresi global tidak dapat digunakan.

Model regresi global berlaku pada data statistik dengan asumsi bahwa lokasi pengamatan yang diteliti tidak berpengaruh. Asumsi ini akan menghasilkan suatu kesalahan sehingga mempengaruhi autokorelasi pada data yang diteliti. Dengan demikian digunakan analisis regresi spasial untuk menyelesaikan masalah autokorelasi dan heterogenitas yang terjadi dengan asumsi bahwa lokasi pengamatan berpengaruh terhadap data yang diteliti. Analisis regresi spasial adalah permasalahan pengembangan dari model regresi klasik (global) dengan memperhatikan pengaruh lokasi pengamatan, autokorelasi dan heterogenitas data (Anselin, 1993). Salah satu model regresi yang dapat digunakan dalam penyelesaian analisis regresi spasial adalah model *Geographically Weighted Regression* (GWR).

Menurut Fotheringham, dkk., (1999), GWR adalah metode statistik yang digunakan untuk menganalisis heterogenitas spasial. Model ini merupakan model regresi linier bersifat lokal (*locally linear regression*) yang menghasilkan model penaksir parameter yang bersifat lokal untuk setiap titik atau lokasi dimana data tersebut dikumpulkan. Dalam model GWR faktor geografis sangat mempengaruhi dalam penarikan kesimpulan. Sehingga statistik uji F dan t dipengaruhi oleh faktor lokasi dan dibutuhkan adanya asumsi autokorelasi dan heterogenitas.

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan oleh Aulele dan Purhadi, (2010), salah satu faktor yang sangat mempengaruhi terjadinya kematian bayi adalah kemampuan dan keterampilan penolong persalinan yaitu setiap persalinan hendaknya ditolong oleh tenaga kesehatan terlatih. Faktor lainnya karena kurangnya pengetahuan dan perilaku masyarakat yang tidak mengenali tanda bahaya dan terlambat membawa ibu, bayi dan balita sakit ke fasilitas kesehatan.

Berdasarkan latar belakang di atas maka dilakukan penelitian dengan judul "Pengujian Signifikansi Model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan Statistik Uji F dan Uji t (Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012)".

1.2. Rumusan Masalah

Rumusan masalah yang akan dibahas dalam penelitian ini adalah:

1. Bagaimana statistik uji signifikansi pada model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan statistik uji F dan uji t?
2. Bagaimana uji signifikansi pada model *Geographically Weighted Regression* (GWR) pada data Kematian Bayi di Jawa Timur tahun 2012?

1.3. Tujuan Penelitian

Tujuan dalam penelitian ini adalah:

1. Untuk mengetahui statistik uji signifikansi pada model GWR dengan statistik uji F dan uji t.
2. Untuk mengetahui hasil uji signifikansi pada model GWR pada data Kematian Bayi di Jawa Timur tahun 2012.

1.4. Batasan Masalah

Untuk mendapatkan model terbaik, batasan masalah dalam penelitian ini adalah:

1. Regresi yang dikaji adalah regresi yang telah terboboti atau lebih dikenal dengan *Geographically Weighted Regression* (GWR).
2. Estimasi parameter menggunakan *Weighted Least Square* (WLS).
3. Pembahasan dimulai dengan menetapkan model GWR dengan syarat *error* berdistribusi normal dengan mean dan varians pada setiap lokasi pengamatan.
4. Data yang digunakan adalah data Kematian Bayi di Jawa Timur tahun 2012.

5. Variabel terikat yaitu jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur tahun 2012, dan variabel bebas adalah jumlah puskesmas, jumlah tenaga medis, jumlah posyandu, pemberian ASI eksklusif, pemberian vitamin, kesehatan ibu, kesehatan bayi.

1.5. Manfaat Penelitian

1. Bagi peneliti
   a. Untuk menambah wawasan dan pengetahuan tentang pengujian signifikan model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan statistik uji F dan uji t.
   b. Pengembangan metode statistik tentang pengujian signifikan model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan statistik uji F dan uji t.
2. Bagi pembaca dan peneliti lain
   a. Sebagai tambahan wawasan dan memperdalam pengetahuan terutama dalam bidang pengujian signifikansi model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan statistik uji F dan uji t.
   b. Sebagai bahan pertimbangan dalam mengambil suatu keputusan sehingga dapat digunakan sebagai bahan analisis.
   c. Sebagai bahan refrensi atau tolak ukur jika ingin meneliti lebih lanjut tentang permasalahan ini.

1.6. Sistematika Penulisan

Untuk mempermudah memahami tulisan ini, maka penulis membagi tulisan ini ke dalam lima bab sebagai berikut:

Bab I Pendahuluan

Dalam bab ini dijelaskan mengenai latar belakang masalah, rumusan masalah, batasan masalah, tujuan penelitian, manfaat penelitian, metode penelitian, dan sistematika penulisan.

Bab II Kajian Pustaka

Dalam bab ini dijelaskan beberapa hal yang menjadi dasar dalam penelitian ini yaitu tentang analisis regresi linier sederhana, heteroskedastisitas, autokorelasi, model *Geographically Weighted Regression* (GWR), pembobot model GWR, metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE), penaksir parameter model GWR, pengujian hipotesis, jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012 dan kajian Al-Qur'an tentang pengujian signifikansi.

Bab III Metode Penelitian

Dalam bab ini dijelaskan tentang metode penelitian yang akan dilakukan yaitu pendekatan penelitian, sumber dan metode pengumpulan data, analisis data, variabel penelitian dan tahap penelitian.

Bab IV Pembahasan

Dalam bab ini dijelaskan mengenai analisa hasil tentang pengujian signifikansi model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan statistik uji F dan uji t dengan langkah-langkah yaitu mencari penaksir parameter model GWR, melakukan pengujian hipotesis model GWR menggunakan pengujian signifikansi menggunakan statistik uji F dan uji t, aplikasi data model GWR dan kajian agama tentang hasil penelitian.

Bab V Penutup

Dalam bab ini dipaparkan mengenai kesimpulan yang diperoleh dan beberapa saran.

BAB II

KAJIAN PUSTAKA

2.1 Regresi Linier Sederhana

Regresi linier sederhana menurut Mason (1996) dalam Algifari (2000:01) menyatakan bahwa analisis regresi (*regression analysis*) merupakan suatu teknik (*technique*) untuk membangun persamaan garis lurus dan menggunakan persamaan tersebut untuk membuat perkiraan (*prediction*). Sedangkan menurut Sudjana (2002:310) analisis regresi adalah metode yang digunakan untuk menentukan pola hubungan suatu variabel terikat (*dependent*) dengan satu atau lebih variabel bebas (*independent*). Hubungan yang didapat akan dinyatakan dalam bentuk persamaan matematik yang menyatakan hubungan fungsional antara variabel-variabel.

Variabel dalam analisis regresi dibedakan menjadi dua yaitu variabel bebas dan variabel terikat. Variabel bebas adalah variabel yang berkedudukan sebagai penjelas dan mempengaruhi prediksi bagi variabel terikat. Penentuan variabel bebas ataupun variabel terikat harus teliti, variabel yang mudah didapat atau tersedia sering dapat digolongkan kedalam variabel bebas sedangkan variabel yang terjadi akibat variabel bebas merupakan variabel terikat. Untuk keperluan analisis, variabel bebas akan dinyatakan dengan x sedangkan variabel terikat akan dinyatakan dengan y. Model diasumsikan memiliki hubungan linier antara variabel bebas (x) dan variabel terikat (y). Skala pengukuran variabel terikat adalah suatu interval. Dengan demikian, model regresi yang diajukan adalah sebagai berikut.

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (2.1)$$

dengan

X :matriks variabel bebas

Y : vektor variabel terikat

β :vektor koefisien regresi

ε :vektor *error*

sehingga jika X merupakan matriks variabel bebas dan Y vektor variabel terikat dinamakan regresi Y atas X. Jika yang terjadi sebaliknya dengan Y vektor variabel bebas dan X matriks variabel terikat maka disebut regresi X atas Y (Sudjana, 2002:312).

Persamaan regresi linier sederhana menurut Draper dan Harry, (1992), dapat dinyatakan menjadi:

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (2.2)$$

sehingga dapat dinyatakan dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ 1 & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{pmatrix}, \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_n \end{pmatrix}$$

dengan

Y : vektor variabel terikat dengan ordo $n \times 1$

X : matriks variabel bebas dengan ordo $n \times (p+1)$

β : vektor koefisien parameter regresi dengan ordo $(p+1) \times 1$

ε : vektor *error* dengan ordo $n \times 1$

Sehingga jika dilihat maka persamaan matriks di atas mempunyai ordo $n \times 1 = n \times (p+1) \cdot (p+1) \times 1 + n \times 1$.

2.2 Heteroskedastisitas

Menurut Setiawan (2010) salah satu asumsi regresi linier yang harus dipenuhi adalah heteroskedastisitas. Homoskedastisitas berarti bahwa variansi dari *error* bersifat konstan atau disebut juga identik. Kebalikannya adalah kasus heteroskedastisitas, yaitu jika kondisi variansi *error*-nya tidak konstan. Pada model regresi, jika semua asumsi klasik dipenuhi, kecuali satu, yaitu terjadi heteroskedastisitas, maka estimasi kuadrat terkecil tetap tak bias dan konsisten, tetapi tidak efisien (variansi membesar). Dampak dari membesarnya variansi adalah sebagai berikut:

1. Pengujian parameter regresi dengan statistik uji *t* menjadi tidak valid.

   $H_0 : \beta_j = 0$
   $H_1 : \beta_j \neq 0$

   $t_{hitung} = \hat{\beta}_j / s(\hat{\beta}_j)$ akan mengecil jika $s(\hat{\beta}_j)$ besar sehingga cenderung untuk tidak menolak H_0.

2. Selang kepercayaan untuk parameter regresi cenderung melebar. $P[\hat{\beta}_j - t_{a/2}.s(\hat{\beta}_j) \leq \beta_j \leq \hat{\beta}_j + t_{a/2}.s(\hat{\beta}_j)] = 1 - a$ akan melebar jika $s(\hat{\beta}_j)$ besar. Dengan melebarnya selang kepercayaan, hasil perkiraan yang diperoleh menjadi tidak dipercaya.

Sedangkan menurut Damodar N. Gujarati (2006) bahwa asumsi model regresi linier klasik, estimator *Ordinary Least Square* (OLS) merupakan estimasi linier tak bias terbaik. Artinya kelas segala penaksir tak bias linier, penaksir kuadrat terkecil memiliki varians minimum yang efisien. Sekarang asumsikan bahwa semua asumsi linier klasik berlaku kecuali asumsi homoskedastisitas, sehingga memungkinkan varians gangguan berbeda dari observasi. Beberapa konsekuensi berikut adalah:

1. Estimator OLS masih linier.
2. Masih tak bias.
3. Tidak lagi memiliki varians minimum, artinya tidak lagi efisien. Hal ini berlaku juga dalam sampel yang besar.
4. Rumus-rumus biasa untuk menaksir varians estimator OLS umumnya bias. Suatu bias positif terjadi bila OLS mengestimasi taksiran varians estimator sesungghunya terlalu besar, dan bias negatif terjadi bila OLS mengestimasi taksiran varians estimator yang sebenarnya terlalu sedikit.
5. Bias muncul karena $\hat{\sigma}^2$, penaksir konvensional σ^2 sebenarnya. Yakni $\sum e_i^2$ tidak lagi merupakan estimator tak bias dari σ^2. Ingat bahwa $\hat{\sigma}^2$ masuk ke dalam perhitungan varians estimator OLS.
6. Interval keyakinan biasa dan tes hipotesis yang didasarkan pada distribusi *t* dan *F* tidaklah meyakinkan. Oleh sebab itu, kemungkinan kesalahan perhitungan bisa terjadi bila melakukan prosedur pengujian hipotesis.

Menurut Setiawan dan Endah, (2010), adapun cara mengatasi kasus heteroskedastisitas dalam model yaitu:

1. Transformasi variabel, baik variabel bebas, variabel terikat maupun keduanya. Beberapa transformasi yang digunakan adalah ln, log, $\sqrt{\ }$, sinus, kosinus, Box-Cox, $\frac{1}{Y}$, $\frac{1}{X}$, dan lain-lain.
2. Metode kuadrat terkecil tertimbang.

   Model umum regresi linier: $Y = X\beta + \varepsilon$

   Pada kondisi homoskedastisitas, $Var(Y) = Var(\varepsilon) = I\sigma^2$. Sedangkan pada kondisi heteroskedastisitas, $Var(Y) = Var(\varepsilon) = I\sigma_i^2 = W$, dan W disebut matriks pembobot yang berupa matriks diagonal. Untuk mendapatkan estimasi parameter regresi dengan menggunakan metode kuadrat terkecil tertimbang, persamaan yang digunakan adalah:

$$\text{Minimalkan } S = \varepsilon' W^{-1}\varepsilon = (Y - X\beta)' W^{-1}(Y - X\beta)$$
$$= Y' W^{-1} Y - 2Y' W^{-1} X\beta + \beta' X' W^{-1} X\beta$$
$$\frac{\partial S}{\partial \beta} = -2X' W^{-1} Y + 2X' W^{-1} X\beta = 0$$
$$\hat{\beta} = (X' W^{-1} X)^{-1} X' W^{-1} Y$$
$$Var(\hat{\beta}) = (X' W^{-1} X)^{-1}$$

Apabila W diketahui, dapat langsung menggunakan persamaan tersebut, tetapi pada umumnya W tidak diketahui sehingga harus melakukan perkiraan terlebih dahulu. Ada beberapa asumsi dalam perkiraan W, antara lain:

1. Variansi *error* proporsional ke X^2. $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 X_i^2$ sehingga digunakan transformasi $\frac{1}{Y}$.

2. Variansi *error* proporsional ke X. $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 X_i$ sehingga digunakan transformasi $\frac{1}{\sqrt{X}}$.

2.3 Autokorelasi

Menurut Setiawan dan Endah, (2010:136), korelasi dalam konsep regresi linier berarti komponen *error* berkorelasi berdasarkan urutan waktu, urutan ruang atau korelasi pada dirinya sendiri. Model regresi linier klasik mengasumsikan bahwa autokorelasi tidak terjadi, artinya kovarian antara ε_i dengan ε_j sama dengan nol dan secara matematis dapat dituliskan dengan persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Cov(\varepsilon_i \varepsilon_j) &= E\{[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i)][\varepsilon_j - E(\varepsilon_j)]\} \\ &= E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0; i \neq j \end{aligned}$$

dengan asumsi bahwa $E(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_j) = 0$. Artinya komponen *error* yang berkaitan dengan data pengamatan ke-*i* tidak dipengaruhi oleh ε_j yang berhubungan dengan data pengamatan ke-*j*. Dengan kata lain regresi klasik mensyaratkan bahwa pengamatan yang satu (y_i) dengan pengamatan yang lain (y_j) saling bebas (*independent*).

Apabila terjadi keterkaitan antara pengamatan yang satu dengan yang lain, atau dengan kata lain terjadi ketergantungan antara *error* ke-*i* dengan *error* ke-*j*, autokorelasi akan terjadi atau disebut juga korelasi serial dengan notasi matematis $= E(\varepsilon_i \varepsilon_j) \neq 0; i \neq j$. Sama dengan kasus heteroskedastisitas, dampak untuk model regresi, jika semua asumsi klasik dipenuhi, kecuali satu, yaitu terjadi autokorelasi, maka estimasi kuadrat terkecil tetap tak bias dan konsisten, tetapi tidak efisien (variansi membesar) Setiawan dan Endah, (2010:142).

2.4 Model *Geographically Weighted Regression* (GWR)

Fotheringham, dkk. (2002) menyatakan bahwa model *Geographically Weighted Regression* (GWR) adalah pengembangan dari model regresi dimana setiap parameter dihitung pada setiap titik lokasi, sehingga setiap titik lokasi geografis mempunyai nilai parameter regresi yang berbeda-beda. Dalam model GWR, variabel terikat y yang merupakan variabel random kontinu diprediksi dengan variabel bebas yang masing-masing koefisien regresinya bergantung pada lokasi dimana data tersebut diamati.

Oleh karena itu Bitter, dkk. (2007) menyatakan bahwa inti dari penggunaan model GWR adalah menentukan model regresi untuk masing-masing titik lokasi sehingga model-model regresi yang diperoleh akan bersifat unik, yaitu model regresi untuk titik yang berbeda dengan titik-titik pada lokasi pengamatan yang lainnya. Model GWR dapat ditulis sebagai berikut:

$$y_i = \beta_0(u_0, v_0) + \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i : i = 1, 2, \ldots, n \tag{2.3}$$

dengan

y_i : nilai observasi variabel respon ke-*i*

x_{ik} : nilai observasi variabel prediktor *k* pada pengamatan ke-*i*

$\beta_0(u_0, v_0)$: nilai *intercept* model regresi GWR

β_k : koefisien regresi

u_i, v_i : menyatakan titik koordinat (lintang, bujur) lokasi i

ε_i : *error* ke-i

Dengan demikian setiap parameter dihitung pada setiap titik lokasi geografis. Hal ini menghasilkan variasi nilai parameter regresi pada suatu kumpulan wilayah geografis. Jika nilai parameter regresi konstan pada tiap-tiap wilayah geografis, maka model GWR adalah model global, artinya tiap-tiap wilayah geografis mempunyai model yang sama. Hal ini merupakan kasus khusus dari GWR.

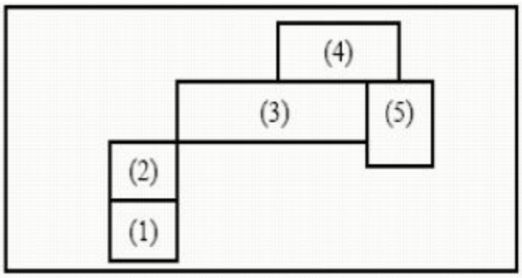
2.5 Pembobot Model GWR

Pada model GWR peran pembobot sangat penting karena mewakili letak data observasi satu dengan yang lainnya. Oleh karena itu, sangat dibutuhkan ketepatan cara pembobotan. Pemilihan matriks pembobot pada model GWR dapat diperoleh berdasarkan informasi jarak dari ketetanggaan (*neighborhood*) atau dapat dikatakan jarak antara satu region dengan region yang lain. Ada beberapa cara alternatif yang dapat ditempuh untuk mendefinisikan hubungan persinggungan antar region tersebut, antara lain:

1. *Linear Contiguity* (persinggungan tepi) dimana mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk *region* yang berada di tepi (*edge*) kiri maupun kanan *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.

2. *Rook Contiguity* (persinggungan sisi) dimana mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk *region* yang bersisian (*common side*) dengan *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.
3. *Bhisop Contiguity* (persinggungan sudut) dimana mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk *region* yang titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan sudut *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.
4. *Double Linear Contiguity* (persinggungan dua tepi) dimana mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk dua *entity* yang berada di sisi (*edge*) kiri dan kanan *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.
5. *Double Rook Contiguity* (persinggungan dua sisi) dimana mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk dua *entity* di kiri, kanan, utara dan selatan *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.
6. *Queen Contiguity* (persinggungan sisi-sudut) dimana mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk *entity* yang bersisian (*common side*) atau titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.

Sebagai contoh, perhatikan Gambar 2.1 yang merupakan ilustrasi lima region yang tampak di bawah ini:



Gambar 2.1. Ilustrasi *contiguity* (Persinggungan)

Apabila digunakan metode *rook contiguity* maka diperoleh susunan matriks berukuran 5 × 5 sebagai berikut:

$$W_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

dimana baris dan kolom menyatakan *region* yang ada pada peta. Karena matriks pembobot/penimbang spasial merupakan matriks simetris, dan dengan kaidah bahwa diagonal utama selalu nol. Seringkali dilakukan transformasi untuk mendapatkan jumlah baris, yaitu jumlah baris yang sama dengan satu. Agar lebih mudah diinterpretasikan, matriks bobot spasial tersebut kemudian distandarkan sehingga pada tiap baris elemen-elemen matriks akan bernilai antara 0 dan 1 melalui perhitungan:

$$W_{ij(std)} = \frac{W_{ij}}{\sum W_{ij}}$$

dimana $W_{ij(std)}$ adalah elemen matriks bobot terstandarkan, maka diperoleh bentuk matriks bobot spasial yang distandarkan sebagai berikut:

$$W_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \end{bmatrix}$$

2.6 Metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE)

Dimisalkan bahwa y adalah variabel random berdistribusi *Bernoulli* dengan parameter θ berukuran *n*. Metode *maximum likelihood* akan memilih nilai θ yang diketahui sedemikian hingga memaksimumkan nilai probabilitas (*likelihood*) dari gambaran sampel secara acak yang telah diperoleh secara aktual. Karena bentuk $y=0$ atau $y=1$, dapat dihitung probabilitas sampel random dari *joint p.d.f* untuk $y_1, y_2, ..., y_n$, yaitu:

$$f(y_1=1,...,y_n=0)=f(1,...,0)=\prod_{i=1}^{n}\theta^{y_i}(1-\theta)^{1-y_i} \qquad (2..4)$$

Jadi, fungsi *likelihood*-nya adalah:

$$l(\theta|y)=f(y|\theta)=\theta^{\sum_{i=1}^{n}y_i}(1-\theta)^{\sum_{i=1}^{n}1-y_i} \qquad (2.5)$$

Sedangkan fungsi *log likelihood*-nya adalah:

$$L(\theta|y)=\ln l(y|\theta)=\sum_{i=1}^{n}y_i\ln\theta+\sum_{i=1}^{n}(1-y_i)\ln(1-\theta) \qquad (2.6)$$

Untuk turunan pertama dan keduanya adalah sebagai berikut:

$$\frac{dL}{d\theta}=\sum_{i=1}^{n}y_i\frac{1}{\theta}-\sum_{i=1}^{n}(1-y_i)\frac{1}{1-\theta} \qquad (2.7)$$

$$\frac{d^2L}{d\theta^2}=-\sum_{i=1}^{n}y_i\frac{1}{\theta^2}-\sum_{i=1}^{n}(1-y_i)\frac{1}{(1-\theta)^2} \qquad (2.8)$$

Untuk memaksimumkan fungsi diperlukan menyamakan turunan pertama dengan nol dan menyelesaikannya, sehingga menghasilkan $\hat{\theta}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}y_i$ yang merupakan nilai rata-rata sampel. Sedangkan turunan kedua selalu bernilai negatif untuk $0 < \theta < 1$, sehingga θ merupakan nilai maksimum global untuk fungsi *log-likelihood* (Aziz, 2010:11).

Misalkan y adalah sampel random berukuran n dari populasi berdistribusi normal, maka parameter-parameter yang belum diketahui adalah $\theta' = (\beta, \sigma^2)$. Sedangkan fungsi *log likelihood*-nya adalah:

$$L(\theta|y) = \ln\left\{\prod_{i=1}^{n}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\exp\left[-\frac{1}{2}\frac{(y_i-\beta)^2}{\sigma^2}\right]\right\}$$

$$= \ln\left\{(2\pi\sigma^2)^{n/2}\exp\left[-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\frac{(y_i-\beta)^2}{\sigma^2}\right]\right\}$$

$$= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\frac{(y_i-\beta)^2}{\sigma^2} \tag{2.9}$$

2.7 Penaksir Parameter Model GWR

Setiap parameter yang ada pada model GWR dihitung berdasarkan titik setiap lokasi geografis sehingga nilai parameternya akan memiliki perbedaan antara satu lokasi dengan lokasi lainnya. Penaksiran parameter pada model GWR memerlukan adanya matriks pembobot, yaitu pemberian bobot pada data sesuai dengan kedekatan dengan lokasi pengamatan ke-i. Peran pembobot pada model GWR sangat penting karena nilai pembobot ini mewakili letak data observasi satu dengan lainnya. Pendugaan parameter GWR dapat dilakukan dengan menggunakan metode *Weighted Least Square* (WLS) yaitu dengan menggunakan pembobot yang berbeda untuk setiap lokasi dimana data tersebut dikumpulkan (Fotheringham, dkk. 2002).

Menurut Leung dkk (2000) penaksir parameter model GWR untuk setiap titik lokasinya adalah:

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = \left(X^T W(u_i, v_i) X\right)^{-1} X^T W(u_i, v_i) Y \qquad (2.10)$$

dengan

X : matriks peubah prediktor

Y : matriks peubah respon

$\hat{\beta}_i$: vektor penduga parameter GWR untuk pengamatan ke-*i*

(u_i, v_i) : koordinat spasial (*longitude*, *latitude*) untuk pengamatan ke-*i*

Estimasi (penaksiran) parameter menggunakan sampel data untuk menentukan inferensi tentang θ dan σ^2. Inferensi-inferensi ini mungkin mengambil titik khusus (*point estimates*) atau menentukan range nilai-nilai parameter (*interval estimates*).

2.7.1 Penaksir Parameter β

Untuk mendapatkan penaksir parameter β yang efisien dengan menurunkan persamaan (2.9) terhadap β sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
L = \ln l &= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i - \mu_i)^T (y_i - \mu_i) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i^T y_i - y_i^T \mu_i - \mu_i^T y_i + \mu_i^T \mu_i) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i^T y_i - y_i^T \mu_i - (\mu_i^T y_i)^T + \mu_i^T \mu_i) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i^T y_i - y_i^T \mu_i - y_i^T \mu_i + \mu_i^T \mu_i) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i^T y_i - 2y_i^T \mu_i + \mu_i^T \mu_i) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i^T y_i - 2y_i^T x_i \beta(u_i, v_i) + \beta^T(u_i, v_i) x_i^T x_i \beta(u_i, v_i))
\end{aligned}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \beta(u_i,v_i)} = -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i^T y_i - 2y_i^T x_i\beta(u_i,v_i) + \beta^T(u_i,v_i)x_i^T x_i\beta(u_i,v_i))$$
$$= -\frac{1}{2\sigma^2}(0 - 2y_i^T x_i + x_i^T x_i\beta(u_i,v_i) + \beta^T(u_i,v_i)x_i^T x_i)$$
$$= -\frac{1}{2\sigma^2}(-2y_i^T x_i + x_i^T x_i\beta(u_i,v_i) + (\beta^T(u_i,v_i)x_i^T x_i)^T)$$
$$= -\frac{1}{2\sigma^2}(-2y_i^T x_i + x_i^T x_i\beta(u_i,v_i) + x_i^T x_i\beta(u_i,v_i))$$
$$= -\frac{1}{2\sigma^2}(-2y_i^T x_i + 2x_i^T x_i\beta(u_i,v_i))$$
$$= -\frac{1}{\sigma^2}(-y_i^T x_i + x_i^T x_i\beta(u_i,v_i))$$
$$= \frac{1}{\sigma^2}y_i^T x_i - \frac{1}{\sigma^2}x_i^T x_i\beta(u_i,v_i)$$

Dengan menyamakan hasil turunan di atas dengan nol maka diperoleh:

$$0 = \frac{1}{\sigma^2}y_i^T x_i - \frac{1}{\sigma^2}x_i^T x_i\beta(u_i,v_i)$$
$$-\frac{1}{\sigma^2}x_i^T x_i\beta(u_i,v_i) = \frac{1}{\sigma^2}y_i^T x_i$$
$$\beta(u_i,v_i) = \frac{y_i^T x_i}{x_i^T x_i}$$
$$\beta(u_i,v_i) = (x_i^T x_i)^{-1} y_i^T x_i$$
$$\beta(u_i,v_i) = (x_i^T x_i)^{-1} x_i^T y_i$$

Sehingga didapatkan penaksir parameter dari β adalah:

$$\hat{\beta}(u_i,v_i) = (x_i^T x_i)^{-1} x_i^T y_i \tag{2.11}$$

Penaksir $\hat{\beta}$ dikatakan *unbias* jika $E(\hat{\beta}) = \beta$, sehingga didapatkan persamaan

$$E(\hat{\beta}(u_i,v_i)) = E[(x_i^T x_i)^{-1} x_i^T y_i]$$
$$= E(x_i^T x_i)^{-1}(x_i^T)E(y_i)$$
$$= (x_i^T x_i)^{-1}[(x_i^T)(x_i\beta(u_i,v_i))]$$
$$= (x_i^T x_i)^{-1}(x_i^T x_i)\beta(u_i,v_i)$$
$$= I\beta(u_i,v_i)$$
$$= \beta(u_i,v_i)$$

Terbukti bahwa $\hat{\beta}$ merupakan estimator unbias.

2.7.2 Penaksir Parameter σ^2

Sedangkan untuk mendapatkan penaksir parameter σ^2 yang efisien dengan menurunkan persamaan (2.9) terhadap σ^2 sebagai berikut:

$$L = \ln l = -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i - \mu_i)^T(y_i - \mu_i)$$

$$= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))$$

$$\frac{\partial L}{\partial\sigma^2} = \frac{\partial\left[-\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))\right]}{\partial\sigma^2}$$

$$= \frac{\partial\left[-\frac{n}{2}\ln 2\pi - n.\ln\sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2}(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))\right]}{\partial\sigma^2}$$

$$0 = -\frac{\partial[n\cdot\ln\sigma^2]}{\partial\sigma^2} - \partial\frac{\left[\frac{1}{2}(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))\right]}{\partial\sigma^2}$$

$$= -\frac{n}{\sigma^2} + \frac{1}{2(\sigma^2)^2}(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))$$

$$\frac{n\sigma^2}{2(\sigma^2)^2} = \frac{1}{2(\sigma^2)^2}(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))$$

Sehingga penaksir parameter variansi σ^2 dari persamaan di atas adalah:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i)) \quad (2.12)$$

$$\text{Var }(E) = E[(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))^T(y_i - x_i\beta(u_i,v_i))]$$

Pengujian kesesuaian model (*Goodness of fit*) dilakukan dengan menguji kesesuaian dari koefisien parameter secara serentak, yaitu dengan mengkombinasikan uji regresi linier dengan model untuk data spasial. Bentuk hipotesis pengujian ini adalah sebagai berikut:

$H_o: \beta_k(u_i, v_i) = \beta_k$, $k = 1,2, \ldots, p$ (tidak ada perbedaan yang signifikan antara model OLS dan GWR)

H_1: paling sedikit ada satu $\beta_k(u_i, v_i)$ yang berhubungan dengan lokasi (u_i, v_i) (ada perbedaan yang signifikan antara OLS dan GWR)

2.8 Pengujian Hipotesis

Pengujian hipotesis adalah salah satu cara dalam statistika untuk menguji "parameter" populasi berdasarkan statistik sampelnya, untuk dapat diterima atau ditolak pada tingkat signifikansi tertentu. Pada prinsipnya pengujian hipotesis ini adalah membuat kesimpulan sementara untuk melakukan penyanggahan atau pembenaran dari permasalahan yang akan ditelaah. Sebagai wahana untuk menetapkan kesimpulan sementara tersebut kemudian ditetapkan hipotesis nol dan hipotesis alternatif.

Dalam statistika dikenal dua macam hipotesis, yaitu hipotesis nol (H_0) dan hipotesis alternatif (H_1). Hipotesis nol (H_0) merupakan pegangan sementara, sehingga memungkinkan untuk diputuskan apakah sesuatu yang diuji masih menspesifikasikan menerima H_0 atau tidak. Hipotesis alternatif (H_1) di lain pihak merupakan alternatif dari H_0, yaitu keputusan apa yang harus ditentukan bila apa yang diuji tidak sebagaimana yang di spesifikasikan oleh H_0 (Turmudi dan Harini, 2008:247).

Hipotesis nol (H_0) untuk memprediksi bahwa variabel bebas tidak mempunyai efek pada variabel terikat dalam populasi. H_0 juga untuk memprediksi tidak adanya perbedaan antara suatu kondisi dengan kondisi yang lain. Sedangkan hipotesis alternatif (H_1) yang memprediksi bahwa variabel bebas mempunyai efek pada variabel terikat dalam populasi. H_1 juga untuk memprediksi adanya perbedaan antara suatu kondisi dengan kondisi yang lainnya (Irianto, 2006:97-98).

Tujuan pengujian hipotesis adalah memilih salah satu dari dua hipotesis tersebut. Pegujian hipotesis berdasarkan sifat saling asing (*mutually exclusive*), artinya jika satu hipotesis ditolak maka hipotesis lainnya diterima. Untuk mempermudah pengujian kebenaran suatu hipotesis maka terdapat beberapa langkah atau prosedur pengujian hipotesis yang perlu diperhatikan. Adapun prosedur pengujian hipotesis tersebut adalah sebagai berikut (Turmudi dan Harini, 2008:250):

1. Merumuskan hipotesis nol (H_0) dan hipotesis alternatif (H_1) dengan cara merumuskan H_0 adalah pernyataan yang mengandung pengertian kesamaan.
2. Rumusan H_0 dan H_1 selanjutnya diterjemahkan ke dalam rumusan statistik.
3. Memilih nilai $\hat{a}$ (tingkat kesalahan yang dikehendaki dalam penelitian).
4. Menggunakan statistik uji yang sesuai.

5. Menentukan daerah kritis yang ditentukan oleh bentuk distribusi statistik uji oleh nilai $\hat{a}$.
6. Menghitung statistik uji dari data yang dimiliki.
7. Memeriksa hasil statistik uji jatuh pada daerah kritis atau tidak. Jika ya, maka H_0 ditolak, jika tidak maka H_0 diterima.
8. Menarik kesimpulan.

2.7.1 Uji t

Menurut Burhan dan Marzuki, (2009), uji beda untuk jenis penelitian yang menghasilkan data berskala interval, pada umumnya dimaksudkan untuk menguji perbedaan rata-rata hitung diantara kelompok-kelompok tertentu yang memiliki persyaratan tertentu yang diteliti. Jika kelompok sampel yang ingin diuji rata-rata hitungnya hanya terdiri dari dua kelompok, teknik statistik yang dipergunakan pada umumnya adalah teknik uji *t*. Rata-rata hitung yang ingin diuji perbedaannya, yaitu apakah berbeda secara signifikan atau tidak, dapat berasal dari distribusi sampel yang berbeda, dapat pula dari sampel yang berhubungan. Distribusi sampel yang berbeda dimaksudkan sebagai sampel-sampel yang berasal dari dua populasi yang berbeda.

Distribusi probabilitas yang sering digunakan adalah distribusi-*t*. Distribusi ini berkaitan erat dengan distribusi normal. Untuk memperkenalkan distribusi ini, ingatlah bahwa apabila $\bar{X} \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$, maka variabel

$$Z = \frac{(\bar{X} - \mu_x)}{\sigma_x / \sqrt{n}} \sim N(0,1) \tag{2.13}$$

yang dalam hal ini merupakan distribusi normal standar. Ini berlaku asalakan μ_x maupun σ_x^2 diketahui. Tetapi andaikan hanya diketahui μ_x saja dan menaksir σ_x^2 dengan penaksir (sampel)-nya $S_x^2 = \sum (X_i - \bar{X})^2 / n-1$. Dengan mengganti σ_x dengan S_x, atau dalam hal ini, mengganti deviansi standar populasi dengan sampel, kedalam persamaan (2.8) diperoleh sebuah variabel baru:

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_x}{S_x / \sqrt{n}} \tag{2.14}$$

Teori statistik menunjukkan bahwa variabel *t* harus didefinisikan mengikuti distribusi *t* dengan derajat kebebasan (*n-1*). Seperti halnya rata-rata dan varians yang merupakan parameter untuk distribusi normal, distribusi *t* mempunyai sebuah parameter yaitu derajat kebebasan yang dalam penjelasan ini adalah (*n-1*) (Gujarati, 2006:77-78).

Pengujian hipotesis dapat dilakukan dengan metode uji *t*, yaitu uji signifikansi tiap-tiap parameter.

Hipotesis : $H_0 : \beta_i = 0$ untuk suatu i tertentu; $i = 1, 2, 3, ..., p$

$H_1 = \beta_i \neq 0$

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta}_i)} \quad ; i = 1, 2, 3, ..., p$$

H_0 ditolak jika $|t_{hitung}| > t_{tabel(a,n-1)}$ dengan a adalah tingkat signifikansi yang dipilih. Bila H_0 ditolak, artinya parameter tersebut signifikan secara statistik pada tingkat signifikansi a.

2.7.2 Uji F

Distribusi probabilitas lain yang sangat bermanfaat adalah distribusi F. Dimisalkan $x_1, x_2, ..., x_m$ adalah sampel acak berukuran *m* yang diambil dari populasi normal dengan rata-rata μ_x dan varians σ_x^2, dan misalkan $y_1, y_2, ..., y_m$ adalah sampel acak berukuran *n* yang diambil dari populasi normal dengan rata-rata μ_x dan varians σ_x^2. Asumsikan bahwa kedua sampel ini tidak terikat satu sama lain dan diambil dari populasi yang didistribusikan secara normal. Andaikan ingin mengetahui apakah varians dari kedua populasi normal itu sama, atau dalam hal ini, apakah $\sigma_x^2 = \sigma_y^2$. Karena tidak mengobservasi secara langsung varians dari kedua observasi, maka dimisalkan bahwa diperolah penaksir-penaksir sebagai berikut:

$$S_x^2 = \sum \frac{(X_1 - \bar{X})^2}{m-1}$$
$$S_y^2 = \sum \frac{(Y_1 - \bar{Y})^2}{n-1} \qquad (2.15)$$

Selanjutnya mempertimbangkan rasio berikut:

$$F = \frac{S_x^2}{S_y^2}$$
$$= \frac{\sum \frac{(X_1 - \bar{X})^2}{m-1}}{\sum \frac{(Y_1 - \bar{Y})^2}{n-1}} \qquad (2.16)$$

Jika varians kedua populasi pada kenyataanya sama, rasio *F* yang diberikan dalam persamaan (2.11) akan mendekati 1, sedangkan jika variansnya berbeda, maka rasio *F* akan berbeda dari 1, semakin besar selisih antara kedua varians, akan semakin besar nilai *F*-nya.

Teori statistik menunjukkan bahwa apabila $\sigma_x^2 = \sigma_y^2$ (dalam hal varians populasi sama), rasio *F* yang diberikan dalam persamaan (2.11) mengikuti distribusi *F* dengan derajat kebebasan pembilang (*m-1*) dan derajat kebebasan penyebut (*n-1*). Karena distribusi *F* sering digunakan untuk membandingkan varians dari kedua populasi (yang mendekati normal), maka distribusi *F* juga disebut sebagai distribusi rasio varians. Rasio *F* sering ditandai sebagai F_{k_1,k_2}, dengan *indeks* bawah ganda menunjukkan parameter distribusi, yakni derajat kebebasan yang menjadi pembilang dan penyebut.

2.9 Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012

Angka Kematian Bayi (AKB) merupakan salah satu indikator keberhasilan pembangunan kesehatan yang telah dicanangkan dalam Sistem Kesehatan Nasional dan bahkan dipakai sebagai indikator sentral keberhasilan pembangunan kesehatan di Indonesia (Bachroen dan Soeharsono, 1988). Dari sisi penyebabnya, kematian bayi ada dua macam yaitu endogen dan eksogen. Kematian bayi endogen atau kematian *neonatal* disebabkan oleh faktor-faktor yang dibawa anak sejak lahir, yang diperoleh dari orang tuanya pada saat konsepsi. Kematian bayi yang disebabkan dari kondisi bayinya sendiri yaitu bayi prematur, dan kelainan kongenital. Kematian bayi yang dibawa oleh bayi sejak lahir adalah asfiksia. Sedangkan kematian bayi eksogen atau kematian *post-neonatal* disebabkan oleh faktor-faktor yang bertalian dengan pengaruh lingkungan luar.

Kematian bayi dapat pula diakibatkan dari kurangnya kesadaran akan kesehatan ibu. Banyak faktor yang mempengaruhinya, diantaranya, Ibu jarang memeriksakan kandungannya kebidan, hamil diusia muda, jarak yang terlalu sempit antara kehamilan sebelumnya, hamil diusia tua, kurangnya asupan gizi bagi ibu dan bayinya, makanan yang dikonsumsi ibu tidak bersih, fasilitas sanitasi dan higienitas yang tidak memadai. Disamping itu, kondisi ibu saat hamil yang tidak bagus dan sehat, juga dapat berakibat pada kandungannya, seperti faktor fisik, faktor psikologis, faktor lingkungan, sosial, dan budaya (Sulistyawati, 2009).

Millenium Development Goals (MDGs) adalah sebuah komitmen bersama masyarakat internasional untuk mempercepat pembangunan manusia dan pengentasan kemiskinan. Salah satu tujuan MDGs yaitu menurunkan Angka Kematian Balita sebesar dua pertiga dari tahun 1990 sampai dengan tahun 2015. Indikator angka kematian balita yang paling penting adalah angka kematian bayi. Indonesia masih harus berjuang keras untuk memperbaiki indikator pembangunan kesehatan, khususnya angka kematian bayi, karena angka kematian bayi selama beberapa tahun terakhir belum menurun. Berdasarkan prediksi dari tim BPS-UNDP-Bappenas (2005) penurunan angka kematian bayi tidak berlangsung cepat, tetapi turun perlahan secara eksponensial. Berdasarkan pola ini, diperkirakan di tahun 2015 angka kematian bayi di Indonesia mencapai 21 kematian bayi tiap 1000 kelahiran. Angka ini belum memenuhi target dari MDGs yaitu sebesar 17 kematian bayi tiap 1000 kelahiran. Untuk itu pemerintah harus berupaya keras melalui berbagai program untuk menekan angka kematian bayi.

2.10 Kajian Al-Qur'an tentang Pengujian Signifikansi

Seperti telah dijelaskan pada ayat sebelumnya bahwa penyelesaian suatu masalah tidak hanya dapat dilakukan oleh satu cara, akan tetapi Allah telah menyediakan berbagai cara untuk manusia agar mendapatkan sesuatu yang menjadi tujuannya. Untuk mendapatkan hasil yang signifikansi tentunya skripsi ini membutuhkan pengujian yang signifikan agar dapat dijadikan pedoman untuk penelitian-penelitian selanjutnya. Hal ini telah dijelaskan dalam Al-Qur'an sebagai berikut:

يَٰٓأَيُّهَا ٱلَّذِينَ ءَامَنُوٓاْ إِذَا جَآءَكُمُ ٱلۡمُؤۡمِنَٰتُ مُهَٰجِرَٰتٖ فَٱمۡتَحِنُوهُنَّۖ ٱللَّهُ أَعۡلَمُ
بِإِيمَٰنِهِنَّۖ فَإِنۡ عَلِمۡتُمُوهُنَّ مُؤۡمِنَٰتٖ فَلَا تَرۡجِعُوهُنَّ إِلَى ٱلۡكُفَّارِۖ لَا هُنَّ حِلّٞ لَّهُمۡ وَلَا
هُمۡ يَحِلُّونَ لَهُنَّۖ وَءَاتُوهُم مَّآ أَنفَقُواْۚ وَلَا جُنَاحَ عَلَيۡكُمۡ أَن تَنكِحُوهُنَّ إِذَآ
ءَاتَيۡتُمُوهُنَّ أُجُورَهُنَّۚ وَلَا تُمۡسِكُواْ بِعِصَمِ ٱلۡكَوَافِرِ وَسۡـَٔلُواْ مَآ أَنفَقۡتُمۡ وَلۡيَسۡـَٔلُواْ مَآ
أَنفَقُواْۚ ذَٰلِكُمۡ حُكۡمُ ٱللَّهِ يَحۡكُمُ بَيۡنَكُمۡۖ وَٱللَّهُ عَلِيمٌ حَكِيمٞ ١٠

Artinya: "Hai orang-orang yang beriman, apabila datang berhijrah kepadamu perempuan-perempuan yang beriman, maka hendaklah kamu uji (keimanan) mereka. Allah lebih mengetahui tentang keimanan mereka maka jika kamu telah mengetahui bahwa mereka (benar-benar) beriman maka janganlah kamu kembalikan mereka kepada (suami-suami mereka) orang-orang kafir. Mereka tiada halal bagi orang-orang kafir itu dan orang-orang kafir itu tiada halal pula bagi mereka dan berikanlah kepada (suami suami) mereka, mahar yang telah mereka bayar dan tiada dosa atasmu mengawini mereka apabila kamu bayar kepada mereka maharnya dan janganlah kamu tetap berpegang pada tali (perkawinan) dengan perempuan-perempuan kafir, hendaklah kamu minta mahar yang telah kamu bayar dan hendaklah mereka meminta mahar yang telah mereka bayar. Demikianlah hukum Allah yang ditetapkanNya di antara kamu dan Allah Maha Mengetahui lagi Maha Bijaksana"(Q.S. Al-Mumtahanah:10).

Ayat tersebut menjelaskan bagaimana tata cara memperlakukan seorang perempuan yang masuk ke dalam daerah Islam. Berdasar ayat "apabila datang berhijrah kepadamu perempuan-perempuan yang beriman, maka hendaklah kamu uji (keimanan) mereka" dapat diambil kesimpulan bahwa dianjurkan untuk tidak langsung dengan serta-merta percaya begitu saja melainkan harus dilakukan suatu pengujian terlebih dahulu, apakah hal itu akan menimbulkan kebaikan atau sebaliknya. Hal ini juga berlaku pada sebuah penelitian, dimana harus terlebih dahulu diuji signifikansinya untuk mengetahui kevalidan suatu penelitian sehingga dapat digunakan sebagai pedoman secara ilmiah.

Sebelum dilakukan pengujian signifikansi, terlebih dahulu dilakukan sebuah estimasi parameter. Estimasi parameter merupakan suatu pendugaan mengenai parameter populasi yang belum diketahui. Hal ini juga disinggung di dalam Al-Qur'an surat Ash-Shaffat ayat 147 sebagai berikut:

وَأَرْسَلْنَٰهُ إِلَىٰ مِاْئَةِ أَلْفٍ أَوْ يَزِيدُونَ ﴿١٤٧﴾

Artinya: "dan Kami utus Dia kepada seratus ribu orang atau lebih" (Q.S. Ash-Shaffat:147).

Dari ayat tersebut dijelaskan bahwa Nabi Yunus diutus kepada umatnya yang berjumlah 100.000 orang atau lebih. Jika membaca ayat tersebut secara seksama, maka terdapat kesan ketidak pastian dalam menentukan jumlah umat Nabi Yunus. Padahal Allah Maha Mengetahui atas segala sesuatu, maka dari kesan ketidak pastian inilah Allah mengajarkan umatnya tentang suatu ilmu dalam matematika yang dinamakan estimasi.

BAB III

METODE PENELITIAN

3.1. Pendekatan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah dan tujuan penelitian yang telah dipaparkan, maka penelitian tentang Pengujian Signifikansi Model *Geographically Weighted Regression* (GWR) dengan Statistik Uji F dan Uji t (Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012) ini menggunakan pendekatan deskriptif kuantitatif, kualitatif dan studi literatur. Deskriptif kuantitatif menggambarkan data yang sudah ada dan disusun kembali untuk dijelaskan dan dianalisis sesuai kebutuhan peneliti. Pandekatan kualitatif menunjukkan pengembangan dari kuantitatif, serta pendekatan studi literatur dengan mengumpulkan bahan pustaka sebagai bahan penunjang untuk menyelesaikan penelitian ini.

3.2. Sumber dan Metode Pengumpulan Data

Data dalam penelitian ini berupa data sekunder yang bersumber dari data dokumenter hasil sensus kesehatan dari Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur tahun 2012 yang dipublikasikan di internet dan diakses pada tanggal 01 September 2012.

3.3. Analisis Data

Pada penelitian ini analisis data menggunakan software GWR4 dan digital peta menggunakan *software* Arcview 3.3 dan Geoda 0.95-i.

3.4. Variabel Penelitian

Pada penelitian ini variabel yang digunakan adalah variabel x dan y. Variabel x adalah variabel bebas yaitu faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012 yaitu:

$Longitude =$ Garis bujur selatan

$Latitude =$ Garis bujur selatan

$y =$ Jumlah kematian bayi

$x_1 =$ Jumlah puskesmas

$x_2 =$ Jumlah tenaga medis

$x_3 =$ Jumlah posyandu

$x_4 =$ Pemberian asi eksklusif

$x_5 =$ Pemberian vitamin

$x_6 =$ Kesehatan ibu

$x_7 =$ Kesehatan bayi

3.5. Tahap Penelitian

3.5.1. Pengujian signifikansi model GWR dengan statistik uji F dan uji t

Tahapan penelitian pada pengujian signifikansi model GWR dengan statistik uji F dan uji t yaitu:

1. Menetapkan model GWR

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i, v_i)x_{ik} + \varepsilon_i;$$
$$i = 1, 2, \ldots, n$$

2. Mengasumsikan *error* $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$
3. Memeriksa asumsi dari GWR dengan pendekatan model regresi global yang akan digunakan untuk mendeteksi autokorelasi dan heterogenitas.
4. Melakukan estimasi parameter regresi dan parameter variansi menggunakan metode *Weighted Least Square* (WLS).
5. Membentuk hipotesis untuk menguji signifikansi modelGWR.
6. Mencari statistik uji F dan t dari model GWR dengan cara membandingkan estimasi parameter GWR dengan model regresi.

3.5.2. Pengujian signifikansi model GWR pada data jumlah kematian bayi

Tahapan penelitian pada pengujian signifikansi model GWR dengan data jumlah kematian bayi yaitu:

1. Memasukkan data pada program GWR4.
2. Mendeskripsikan data.
3. Menganalisis data dengan cara:
   a. Membentuk hipotesis

$$H_0 : \beta_k(u_1, v_1) = \beta_k(u_2, v_2) = \cdots = \beta_k(u_n, v_n) \text{ untuk setiap } k = 1, 2, \cdots, p$$

(tidak ada perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel prediktor x_k antara satu lokasi dengan lokasi lainnya)

H_1 : paling tidak ada satu $\beta_k(u_i, v_i)$, untuk $i = 1, 2, \cdots, n$ yang berbeda.

(terdapat perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel prediktor x_k antara satu lokasi dengan lokasi lainnya)

b. Mencari estimasi dari regresi dan variansi.

c. Menentukan hasil statistik uji dari model GWR dengan program GWR4.

d. Membentuk digital peta menggunakan *software* Arcview 3.3 dan Geoda 0.95-i.

4. Pembahasan hasil analisis.

5. Menarik kesimpulan.

BAB IV

PEMBAHASAN

4.1 Penaksir Parameter Model GWR

Menurut Bitter, dkk. (2007) model GWR adalah sebagai berikut:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \ , \qquad i = 1, 2, \ldots, n \tag{3.1}$$

dengan

y_i : nilai observasi variabel respon ke-*i*

x_{ik} : nilai observasi variabel prediktor *k* pada pengamatan ke-*i*

$\beta_0\left(u_i, v_i\right)$: nilai *intercept* model regresi

β_k : nilai koefisien regresi

u_i, v_i : menyatakan titik koordinat (lintang, bujur) lokasi ke-*i*

ε_i : nilai *error* regresi ke-*i*

Jika dijabarkan menjadi

$$\begin{aligned}
y_1 &= \beta_0(u_0, v_0) + \beta_1(u_1, v_1)x_{11} + \beta_2(u_1, v_1)x_{12} + \ldots + \beta_p(u_1, v_1)x_{1p} + \varepsilon_1 \\
y_2 &= \beta_0(u_0, v_0) + \beta_1(u_2, v_2)x_{21} + \beta_2(u_2, v_2)x_{22} + \ldots + \beta_p(u_2, v_2)x_{2p} + \varepsilon_2 \\
&\vdots \\
y_n &= \beta_0(u_0, v_0) + \beta_1(u_n, v_n)x_{n1} + \beta_2(u_n, v_n)x_{n2} + \ldots + \beta_p(u_n, v_n)x_{np} + \varepsilon_n
\end{aligned}$$

Jika dalam persamaan matriks menjadi:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{np} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0(u_0, v_0) \\ \beta_1(u_1, v_1) \\ \vdots \\ \beta_p(u_n, v_n) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Sehingga dapat disimpulkan bahwa:

$$y_i = \beta_0(u_i,v_i) + \beta_1(u_i,v_i)x_{i1} + \beta_2(u_i,v_i)x_{i2} + \ldots + \beta_p(u_i,v_i)x_{ip} + \varepsilon_i$$

Misal:

$$\mathbf{X}_i = \begin{bmatrix} 1 & x_{i1} & x_{i2} & \cdots & x_{ip} \end{bmatrix}$$

dan

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_0(u_i,v_i) \\ \beta_1(u_i,v_i) \\ \vdots \\ \beta_p(u_i,v_i) \end{bmatrix}$$

maka didapatkan sebuah fungsi

$$y_i = \mathbf{X_i}\beta(u_i,v_i) + \varepsilon_i \tag{3.2}$$

$y_i \sim N(0,\sigma^2(u_i,v_i))$ dengan y_i berdistribusi normal.

atau

$$\varepsilon_i = y_i - \mathbf{X_i}\beta(u_i,v_i) \tag{3.3}$$

$\varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2(u_i,v_i))$ error berdistribusi normal dan saling bebas.

Sehingga fungsi distribusi dari peluang y_i jika diberikan $\mathbf{X_i}, \beta(u_i,v_i)$ dan σ^2 adalah:

$$f(y_i|\mu_i,\sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_i - \beta_0(u_i,v_i) + \sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{ik}}{\sigma} \right)^2 \right)$$

$$f(y_1,y_2,\ldots,y_n|\mu_i,\sigma^2) = \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_i - \beta_0(u_i,v_i) + \sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{ik}}{\sigma} \right)^2 \right)$$

$$=\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_1-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{1k}}{\sigma}\right)^2\right)\cdot\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_2-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{2k}}{\sigma}\right)^2\right)\ldots$$

$$\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_n-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{nk}}{\sigma}\right)^2\right)$$

$$=\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)\ldots\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)\cdot\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_1-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{1k}}{\sigma}\right)^2\right)$$

$$\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_2-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{2k}}{\sigma}\right)^2\right)\ldots\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_n-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{nk}}{\sigma}\right)^2\right)$$

$$=\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n\cdot\exp\left(-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{ik}}{\sigma}\right)^2\right)$$

$$=\left((2\pi\sigma)^{-1/2}\right)^n\cdot\exp\left(-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{ik}}{\sigma}\right)^2\right)$$

$$=(2\pi\sigma)^{-n/2}\cdot\exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}(y_i-\mathbf{X_i}\beta(u_i,v_i))^2\right)$$

maka fungsi padat ditribusinya adalah:

$$f(y_i,\mu_i,\sigma^2)=(2\pi)^{-n/2}\left(\sigma^2\right)^{-n/2}\exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{ik}\right)^2\right)$$

$$=\left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2}\exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\beta_0(u_i,v_i)+\sum_{k=1}^{p}\beta_k(u_i,v_i)x_{ik}\right)^2\right)$$

$$=\left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2}-\frac{1}{2\sigma^2}\left(y_i-\mathbf{X}\beta\right)^T\left(y_i-\mathbf{X}\beta\right)$$

$$=\left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2}-\frac{1}{2\sigma^2}\left(y_i^Ty_i-y_i^T\mathbf{X}\beta-\beta^T\mathbf{X}^Ty_i+\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{X}\beta\right) \tag{3.4}$$

$$=\left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2}-\frac{1}{2\sigma^2}\left(y_i^Ty_i-y_i^T\mathbf{X}\beta-\left(\beta^T\mathbf{X}^Ty_i\right)^T+\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{X}\beta\right)$$

$$=\left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2}-\frac{1}{2\sigma^2}\left(y_i^Ty_i-2y_i^T\mathbf{X}\beta+\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{X}\beta\right)$$

4.1.1 Penaksir Parameter Regresi

Estimasi parameter model GWR dilakukan dengan metode *Weighted Least Squares* (WLS) yaitu dengan memberikan pembobot yang berbeda untuk setiap lokasi dimana data diamati. Sehingga pada model GWR diasumsikan bahwa daerah yang dekat dengan lokasi pengamatan ke-*i* mempunyai pengaruh yang besar terhadap estimasi parameternya dari pada daerah yang lebih jauh. Misalkan pembobot untuk setiap lokasi (u_i, v_i) adalah $w_j(u_i, v_i)$, $j = 1, 2, \ldots, n$ maka parameter pada lokasi pengamatan (u_i, v_i) diestimasi dengan menambahkan unsur pembobot $w_j(u_i, v_i)$ dan kemudian meminimumkan jumlah kuadrat residual dari persamaan (3.1) berikut ini:

$$\sum_{j=1}^{n} w_j(u_i, v_i)\varepsilon_j^2 = \sum_{j=1}^{n} w_j(u_i, v_i)\left[y_j - \beta_0(u_i, v_i) - \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i, v_i)x_{jk} \right]^2 \qquad (3.5)$$

Atau dalam bentuk matriks jumlah kuadrat residualnya adalah:

$$\begin{aligned} \varepsilon^T \mathbf{W} \varepsilon &= (y - \mathbf{X}\beta)^T \mathbf{W}(y - \mathbf{X}\beta) \\ &= y^T \mathbf{W} y - \left(y^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta\right)^T - \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W} y + \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta \\ &= y^T \mathbf{W} y - 2\beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W} y + \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta \end{aligned} \qquad (3.6)$$

dengan

$$\beta(u_i, v_i) = \begin{pmatrix} \beta_0(u_i, v_i) \\ \beta_1(u_i, v_i) \\ \vdots \\ \beta_p(u_i, v_i) \end{pmatrix} \text{ dan } \mathbf{W}(u_i, v_i) = \text{diag}\left(w_1(u_i, v_i), w_2(u_i, v_i), \cdots, w_n(u_i, v_i)\right)$$

Untuk mendapatkan penaksir parameter $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ yang efisien dengan menurunkan persamaan (3.6) terhadap $\beta^T(u_i, v_i)$ sebagai berikut:

$$\frac{\partial \varepsilon^T \mathbf{W}\varepsilon}{\partial \beta^T} = y^T\mathbf{W}y - 2\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}y + \beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\beta$$

$$= 0 - 2\mathbf{X}^T\mathbf{W}y + \mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\beta + \left(\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^T$$

$$= -2\mathbf{X}^T\mathbf{W}y + 2\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\beta$$

$$\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\beta = \mathbf{X}^T\mathbf{W}y$$

$$\hat{\beta} = \left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}y \tag{3.7}$$

Estimator $\hat{\beta}(u_i,v_i)$ pada persamaan (3.7) merupakan estimator *unbias* dan konsisten untuk $\beta(u_i,v_i)$.

Penaksir $\hat{\beta}(u_i,v_i)$ dikatakan *unbias* jika $E(\hat{\beta}(u_i,v_i)) = \beta(u_i,v_i)$, sehingga didapatkan persamaan

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

$$= E\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)E(y)$$

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

$$= \left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)\mathbf{X}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)\mathbf{X}\right)\beta(u_i,v_i)$$

$$= \mathbf{I}\beta(u_i,v_i)$$

$$= \beta(u_i,v_i)$$

Terbukti bahwa $\hat{\beta}(u_i,v_i)$ merupakan estimator *unbias*.

Misalkan $\mathbf{x}_i^T = \left(1, x_{i1}, x_{i2}, \cdots, x_{ip}\right)$ adalah elemen baris ke-*i* dari matriks **X.** Maka nilai prediksi untuk *y* pada lokasi pengamatan $\left(u_i,v_i\right)$ dapat diperoleh dengan cara berikut:

$$\hat{\mathbf{y}}_\mathbf{i} = \mathbf{x}_i^T\hat{\beta}(u_i,v_i) = \mathbf{x}_i^T\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)y$$

Sehingga untuk seluruh pengamatan dapat dituliskan sebagai berikut:

$\hat{\mathbf{y}}_\mathbf{i} = \left(\hat{y}_1, \hat{y}_2, \cdots, \hat{y}_n\right)^T = \mathbf{L}y$ dan

$\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_\mathbf{i} = \left(\hat{\varepsilon}_1, \hat{\varepsilon}_2, \cdots, \hat{\varepsilon}_n\right)^T = \left(\mathbf{I} - \mathbf{L}\right)y$

dengan **I** adalah matriks identitas berukuran $n \times n$ dan

$$\mathbf{L} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1^T \left(\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_1, v_1) \mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_1, v_1) \\ \mathbf{x}_2^T \left(\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_2, v_2) \mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_2, v_2) \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n^T \left(\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_n, v_n) \mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_n, v_n) \end{pmatrix} \tag{3.8}$$

4.1.2 Penaksir Parameter Variansi

Untuk mendapatkan penaksir parameter $\hat{\sigma}^2(u_i, v_i)$ yang efisien, dengan menurunkan persamaan (3.6) terhadap $\sigma^2(u_i, v_i)$ sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \exp\left(w(u_i,v_i)\right) f(y_i | \mu_i, \sigma^2) &= (2\pi)^{-n/2} \left(\sigma^2\right)^{-n/2} \exp\left(w(u_i,v_i)\right) \\ &\quad \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \beta_0(u_0,v_0) + \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i,v_i) x_{ik} \right)^2 \right) \\ &= \left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} w(u_i,v_i) \sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \beta_0(u_0,v_0) + \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i,v_i) x_{ik} \right)^2 \right) \\ &= \left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2} - \frac{1}{2\sigma^2} \left((y_i - \mathbf{X}\beta)^T \mathbf{W} (y_i - \mathbf{X}\beta) \right) \\ &= \left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2} - \frac{1}{2\sigma^2} (y_i^T \mathbf{W} y_i - y_i^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta - \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W} y_i + \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta) \\ &= \left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2} - \frac{1}{2\sigma^2} (y_i^T \mathbf{W} y_i - y_i^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta - \left(\beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W} y_i\right)^T + \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta) \\ &= \left(2\pi\sigma^2\right)^{-n/2} - \frac{1}{2\sigma^2} (y_i^T \mathbf{W} y_i - 2 y_i^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta + \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{W}\mathbf{X}\beta) \end{aligned}$$

Selanjutnya akan dicari nilai variansi dengan menurunkan 3.6 terhadap sigma sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \varepsilon^T \mathbf{W} \varepsilon}{\partial\left(\sigma^2\right)} &= \frac{(2\pi)^{-n/2} \left(\sigma^2\right)^{-n/2} - \frac{1}{2\sigma^2} \left((y_i - \mathbf{X}\beta)^T \mathbf{W} (y_i - \mathbf{X}\beta) \right)}{\partial\left(\sigma^2\right)} \\ &= \frac{\partial\left(-\frac{n}{2} \ln\left(\sigma^2\right) - \frac{1}{2\sigma^2} Z \right)}{\partial\left(\sigma^2\right)} \end{aligned}$$

$$0=-\frac{n}{2\left(\sigma^{2}\right)}+\frac{1}{2\left(\sigma^{2}\right)^{2}}Z$$

$$0=-\frac{n\left(\sigma^{2}\right)+Z}{2\left(\sigma^{2}\right)^{2}}$$

$$0=-n\left(\sigma^{2}\right)+Z$$

$$n\left(\sigma^{2}\right)=Z$$

$$\hat{\sigma}^{2}=\frac{Z}{n} \tag{3.9}$$

dengan

$$Z=\left(y-\mathbf{X}\beta\right)^{T}\mathbf{W}\left(y-\mathbf{X}\beta\right)$$

dan

$$\mathbf{W}=\mathrm{diag}\left(w_{1}\left(u_{i},v_{i}\right),w_{2}\left(u_{i},v_{i}\right),\ldots,w_{n}\left(u_{i},v_{i}\right)\right)$$

Dari persamaan di atas diperoleh penaksir parameter $\sigma^{2}\left(u_{i},v_{i}\right)$ adalah $\hat{\sigma}^{2}\left(u_{i},v_{i}\right)=\frac{Z}{n}$. Namun penaksir $\hat{\sigma}^{2}\left(u_{i},v_{i}\right)$ ini bersifat global, sehingga tidak memiliki arti pada model spasial. Oleh sebab itu, penaksir parameter $\hat{\sigma}^{2}\left(u_{i},v_{i}\right)$ dihitung berdasarkan sifat kelokalan model data spasial yang dinyatakan dengan:

$$\hat{\sigma}^{2}\left(u_{i},v_{i}\right)=\frac{\sum_{i=1}^{n}w_{i(j)}\left(\left(Y_{i}-\left(\hat{\beta}_{0}\left(u_{i},v_{i}\right)+\sum_{k=1}^{p}\hat{\beta}_{k}\left(u_{i},v_{i}\right)X_{ki}\right)\right)^{2}\right)}{n}. \tag{3.10}$$

Estimasi $\hat{\sigma}^{2}$ dikatakan estimator unbias jika $E\left(\hat{\sigma}^{2}\left(u_{i},v_{i}\right)\right)=\sigma^{2}\left(u_{i},v_{i}\right)$.

$$E\left(\hat{\sigma}^2\right) = \frac{1}{n}E\left[Z\right]$$

$$= \frac{1}{n}E\left[\left(y-\mathbf{X}\beta\right)^T \mathbf{W}\left(y-\mathbf{X}\beta\right)\right]$$

$$= \frac{1}{n}E\left[y^T\mathbf{W}y - 2y^T\mathbf{W}\mathbf{X}\beta + \beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\beta\right]$$

$$= \frac{1}{n}E\left(y^T\mathbf{W}y\right) - \frac{2}{n}E\left(y^T\right)\mathbf{W}\mathbf{X}\beta + \frac{1}{n}\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\beta$$

Karena $E\left(\hat{\sigma}^2\left(u_i,v_i\right)\right) \neq \sigma^2\left(u_i,v_i\right)$ maka penaksir $\hat{\sigma}^2\left(u_i,v_i\right)$ akan bias dan berlaku pada persamaan regresi global, artinya pembobot yang digunakan adalah sama untuk setiap lokasi, sehingga $E\left(\hat{\sigma}^2\left(u_i,v_i\right)\right)$ mengandung autokorelasi spasial.

Pada model GWRpenaksir untuk tiap pengamatan pada lokasi ke-i($\hat{Y}_i$) dapat diperoleh dengan cara sebagai berikut:

$$\hat{Y}_i = \underset{\sim}{X}_i^T \hat{\underset{\sim}{\beta}}\left(u_i,v_i\right) = \underset{\sim}{X}_i^T\left(\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\left(u_i,v_i\right)\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}\left(u_i,v_i\right)\underset{\sim}{Y}\right) \tag{3.11}$$

dengan

$\underset{\sim}{X}_i^T = \begin{pmatrix} X_{1i} & X_{2i} & \ldots & X_{pi} \end{pmatrix}$ = baris ke-i dari matriks $\mathbf{X}$

dan

$\underset{\sim}{X}_i^T\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}$ = matriks proyeksi yaitu matriks yang memproyeksikan nilai $\underset{\sim}{Y}$ terhadap $\hat{\underset{\sim}{Y}}$ pada lokasi (u_i,v_i).

4.2 Pengujian Hipotesis Model GWR

Pengujian hipotesis adalah salah satu cara dalam statistika untuk menguji "parameter" populasi berdasarkan statistik sampelnya untuk dapat diterima atau ditolak pada tingkat signifikansi tertentu. Pengujian hipotesis pada model GWR terdiri dari pengujian kesesuaian model GWR (*goodness of fit*) dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \beta_k(u_i, v_i) = \beta_k \qquad k = 1, 2, ..., p$ (tidak ada perbedaan yang signifikan antara model regresi dengan model GWR)

$H_1 :$ paling tidak ada satu $\beta_k(u_i, v_i) \neq \beta_k$ (terdapat perbedaan antara model regresi dengan GWR)

Penentuan statistik uji berdasarkan pada *Residual Sum of Square* (RSS) yang diperoleh dari masing-masing nilai parameter di bawah H_0 dan H_1. Dibawah kondisi H_0, dari model regresi didapatkan:

$$\begin{aligned} \text{RSS }(H_0) &= \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}^{\mathbf{T}}\hat{\boldsymbol{\varepsilon}} = (\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}})^T (\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}) \\ &= \mathbf{y}^T (\mathbf{I} - \mathbf{H})\mathbf{y} \end{aligned}$$

(Drapper dan Smith, 1992).

Dengan $\mathbf{H} = \mathbf{X}\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T$ yang bersifat idempoten.

Di bawah kondisi H_1, koefisien regresi spasial ditentukan dengan metode GWR dari persamaan 3.6 sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \text{RSS }(H_1) &= \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}^{\mathbf{T}}\mathbf{W}(u_i, v_i)\hat{\boldsymbol{\varepsilon}} = (\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}})^T \mathbf{W}(u_i, v_i)(\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}) \\ &= \mathbf{y}^T (\mathbf{I} - \mathbf{L})^T (\mathbf{I} - \mathbf{L})\mathbf{y} \end{aligned}$$

Setelah didapatkan persamaan di bawah H_0 dan H_1 maka persamaan tersebut digunakan untuk mendapatkan statistik uji secara serentak dan parsial. Statistik uji secara serentak dengan distribusi F yang dinyatakan sebagai berikut (Leung dkk., 2000a):

$$F_1 = \frac{RSS\ \ (H_1)/df_1}{RSS\ \ (H_0)/df_2} \tag{3.12}$$

Di bawah H_0, F_1 akan mengikuti distribusi F dengan derajat bebas $df_1 = \delta_1^2/\delta_2$ dan $df_2 = n - p - 1$. Suatu kesimpulan akan menolak H_0 jika $F_1 < F_{1-a,df_1,df_2}$, dimana α adalah nilai taraf signifikansi, dengan $\delta_i = tr\left(\left[(\mathbf{I}-\mathbf{L})^T(\mathbf{I}-\mathbf{L})\right]^i\right)$, dan $i = 1, 2$

Jika kesimpulan pengujian hipotesis model GWR 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. Pengujian ini dapat dilakukan dengan hipotesis:

$H_0 : \beta_k(u_1, v_1) = \beta_k(u_2, v_2) = \cdots = \beta_k(u_n, v_n)$ untuk setiap $k = 1, 2, \cdots, p$

(tidak ada perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel prediktor x_k antara satu lokasi dengan lokasi lainnya)

H_1 : paling tidak ada satu $\beta_k(u_i, v_i)$, untuk $i = 1, 2, \cdots, n$ yang berbeda.

(terdapat perbedaan pengaruh yang signifikan dari variabel prediktor x_k antara satu lokasi dengan lokasi lainnya)

Untuk melakukan pengujian di atas maka ditentukan terlebih dahulu varians $\hat{\beta}_k(u_i, v_i)$, untuk $i = 1, 2, \cdots, n$ yang dinotasikan dengan:

$$Var\left(\hat{\beta}_k(u_i, v_i)\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\hat{\beta}_k(u_i, v_i) - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\hat{\beta}_k(u_i, v_i)\right)^2$$

Selanjutnya adalah menentukan distribusi dari $Var\left(\hat{\beta}_k(u_i,v_i)\right)$ di bawah H_0. Misalkan J merupakan matriks $n \times n$ yang semua elemennya adalah I, maka persamaan di atas dapat ditulis:

$$Var\left(\hat{\beta}_k(u_i,v_i)\right) = \frac{1}{n}\boldsymbol{\beta}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\boldsymbol{\beta}_k \qquad (3.13)$$

Dengan $\boldsymbol{\beta}_k(u_i,v_i) = \begin{pmatrix} \beta_k(u_1,v_1) \\ \beta_k(u_2,v_2) \\ \vdots \\ \beta_k(u_n,v_n) \end{pmatrix}$.

Dari persamaan (3.11) diperoleh:

$$\begin{aligned} Var\left(\hat{\beta}_k(u_i,v_i)\right) &= \frac{1}{n}(y - E(y))^T \mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\,(y - E(y)) \\ &= \varepsilon^T\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\right)\varepsilon \end{aligned}$$

Kemudian dicari $EVar\left(\hat{\beta}_k(u_i,v_i)\right)$ sebagai berikut:

$$\begin{aligned} EVar\left(\hat{\beta}_k(u_i,v_i)\right) &= E\left(\varepsilon^T\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\right)\varepsilon\right) \\ &= E\left(tr\left(\varepsilon^T\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\right)\varepsilon\right)\right) \\ &= E\left(tr\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\varepsilon^T\varepsilon\right)\right) \\ &= tr\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\right)E\left(\varepsilon^T\varepsilon\right) \\ &= tr\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I} - \frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\right)\sigma^2 \end{aligned}$$

Distribusi dari $Var\left(\hat{\beta}_k(u_i,v_i)\right)\Big/\sigma^2$ akan mendekati χ_i dengan derajat bebas $tr\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I}-\frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\right)$, dengan σ^2 diperoleh dari mengakarkan $\hat{\sigma}^2=\frac{RSS(H_1)}{\delta_1}$. Selanjutnya untuk menghitung nilai statistik uji berdasarkan uji F yang digunakan adalah:

$$F_2=\frac{Var\left(\hat{\beta}_k(u_i,v_i)\right)\Big/ tr\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I}-\frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\right)}{RSS(H_1)/\delta_1} \tag{3.14}$$

dengan $\mathbf{B}_k=\begin{pmatrix}\mathbf{e}_k^T\left[\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_1,v_1)\mathbf{X}\right]^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_1,v_1)\\ \mathbf{e}_k^T\left[\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_2,v_2)\mathbf{X}\right]^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_2,v_2)\\ \vdots\\ \mathbf{e}_k^T\left[\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_n,v_n)\mathbf{X}\right]^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_n,v_n)\end{pmatrix}$

dan $\mathbf{e}_k$ adalah vektor kolom berukuran $(p+1)$ yang bernilai satu untuk elemen ke-k dan nol untuk lainnya. Matriks $\mathbf{L}$ seperti pada persamaan (3.8) adalah $RSS(H_1)$ seperti pada persamaan (3.9).

Di bawah H_0 statistik uji F_2 akan mengikuti distribusi F dari $Var\left(\hat{\beta}_k(u_i,v_i)\right)\Big/\sigma^2$ akan mendekati χ_i karena χ_i adalah rasio dari distribusi F itu sendiri, dengan derajat bebas $df_1=\chi_1^2/\chi_2$ dengan $\chi_i=tr\left(\frac{1}{n}\mathbf{B}_k^T\left[\mathbf{I}-\frac{1}{n}\mathbf{J}\right]\mathbf{B}_k\right)^i, i=1,2$ dan $df_2=\delta_1^2/\delta_2$ dengan $\delta_i=tr\left(\left[(\mathbf{I}-\mathbf{L})^T(\mathbf{I}-\mathbf{L})\right]^i\right)$, dan $i=1,2$. Tolak H_0 jika $F_2\geq F_{a,df_1,df_2}$.

Adapun pengujian signifikansi parameter model pada setiap lokasi dilakukan dengan menguji parameter secara spasial. Pengujian ini dilakukan untuk mengetahui parameter mana saja yang signifikan mempengaruhi variabel responnya. Bentuk hipotesis adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_k(u_i, v_i) = 0$$
$$H_1 : \beta_k(u_i, v_i) \neq 0$$

dengan $k = 1, 2, ..., p$.

Estimator parameter $\hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i)$ akan mengikuti distribusi normal multivariat dengan rata-rata $\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$ dan matriks varian kovarian $\mathbf{C}_i\mathbf{C}_i^T\sigma^2$, dengan $\mathbf{C}_i = \left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i, v_i)\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i, v_i)$, hal ini berdasarkan persamaan (3.7) sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
Var\left(\hat{\beta}_k\right) &= Var\left(\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}y\right) \\
&= \left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}Var(y)\left(\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}\right)^T \\
&= \left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}\sigma^2\left(\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}\right)^T \\
&= \left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}\left(\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}\right)^T\sigma^2 \\
&= \mathbf{C}_i\mathbf{C}_i^T\sigma^2
\end{aligned}$$

Untuk melakukan uji t didapatkan dari estimator parameter $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ yang diasumsikan berdistribusi normal sebagai berikut:

$$\hat{\underset{\sim}{\beta}} = \frac{\hat{\beta}_k(u_i, v_i) - \beta_k(u_i, v_i)}{\sigma/\sqrt{c_{kk}}} = \frac{\dfrac{\hat{\beta}_k(u_i, v_i) - \beta_k(u_i, v_i)}{\sigma/\sqrt{c_{kk}}}}{\sqrt{\dfrac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\Big/(n-1)}}$$

dan $S=\sigma$, maka $\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\Big/(n-1)}=1$, sehingga diperoleh

$$\frac{\sigma\big/\sqrt{c_{kk}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\Big/(n-1)}}=\frac{\sigma\big/\sqrt{c_{kk}}}{\sqrt{\frac{S^2}{\sigma^2}}}$$

$$=\frac{\sigma\big/\sqrt{c_{kk}}}{S/\sigma}=\frac{\sigma}{\sqrt{c_{kk}}}\cdot\frac{\sigma}{S}$$

$$=\frac{\sigma^2}{\sigma\sqrt{c_{kk}}}=\frac{\sigma^2}{\sigma\sqrt{c_{kk}}}$$

$$=\frac{\sigma}{\sqrt{c_{kk}}}$$

dan

$$\underset{\sim}{\hat{\beta}}=\frac{\hat{\beta}_k(u_i,v_i)-\beta_k(u_i,v_i)}{\sigma\big/\sqrt{c_{kk}}}\sim N(0,1)$$

$$\hat{\sigma}=\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\Big/n-1$$

Dengan $\beta_k(u_i,v_i)$ adalah rata-rata pada regresi spasial, c_{kk} adalah elemen diagonal ke-k dari matriks $\mathbf{C}_i\mathbf{C}_i^T$,maka statistik uji yang digunakan adalah:

$$t_{hit}=\frac{\underset{\sim}{\hat{\beta}}(u_i,v_i)}{\hat{\sigma}\big/\sqrt{c_{kk}}} \tag{3.15}$$

Di bawah H_0 T akan mengikuti distribusi t dengan derajat bebas δ_1^2/δ_2 sementara itu akar dari $\hat{\sigma}^2=\frac{RSS(H_1)}{\delta_1}$ diperoleh nilai $\hat{\sigma}$. Jika tingkat signifikansi yang diberikan sebesar α, maka diambil keputusan tolak H_0 atau dengan kata lain parameter $\beta_k(u_i,v_i)$ signifikan terhadap model jika $|T_{hit}|>t_{a/2,df}$, dimana $df=\delta_1^2/\delta_2$.

4.3 Aplikasi Data Model GWR

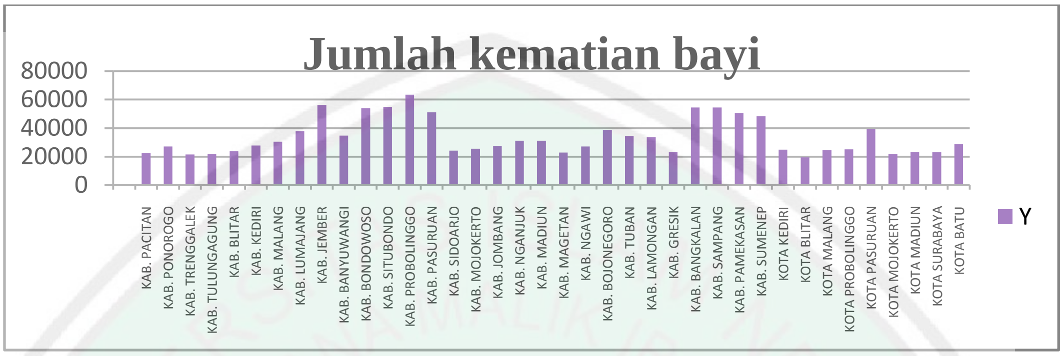
Indikator-indikator yang digunakan untuk mengetahui gambaran derajat kesehatan masyarakat antara lain angka kematian (mortalitas), angka kesakitan (morbiditas) serta status gizi. Mortalitas dapat dilihat dari salah satu indikatornya adalah angka kematian bayi (AKB). Oleh karena itu AKB menjadi tolak ukur yang penting untuk mengetahui derajat kesehatan di masyarakat. Jumlah kematian bayi yang tinggi di Jawa Timur terdapat pada Kabupaten Banyuwangi, Probolinggo, Pamekasan, Sumenep, Bangkalan, Jember, Nganjuk dan Sampang. Terjadi Keberagaman AKB tiap Kabupaten/Kota di Propinsi Jawa Timur ini kemungkinan disebabkan oleh perbedaan keadaan sosial budaya dan belum meratanya assebilitas dan jangkauan fasilitas serta pelayanan kesehatan di setiap Kabupaten/Kota, di samping letak geografis tiap Kabupaten/Kota di provinsi Jawa Timur.

Pada penelitian ini model GWR diterapkan pada kasus jumlah kematian bayi di provinsi Jawa Timur tahun 2012. Variabel yang diteliti yaitu persentase jumlah kematian bayi (jiwa) sebagai variabel respon (y) dan variabel jumlah puskesmas ($x1$), jumlah tenaga medis ($x2$), jumlah posyandu ($x3$), jumlah pemberian ASI eksklusif ($x4$), jumlah pemberian vitamin ($x5$), kesehatan ibu ($x6$), kesehatan bayi ($x7$) sebagai variabel prediktornya.

4.3.1. Deskripsi Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini berdasarkan data sekunder yang bersumber dari data dokumenter hasil sensus Dinas Kesehatan tahun 2012-

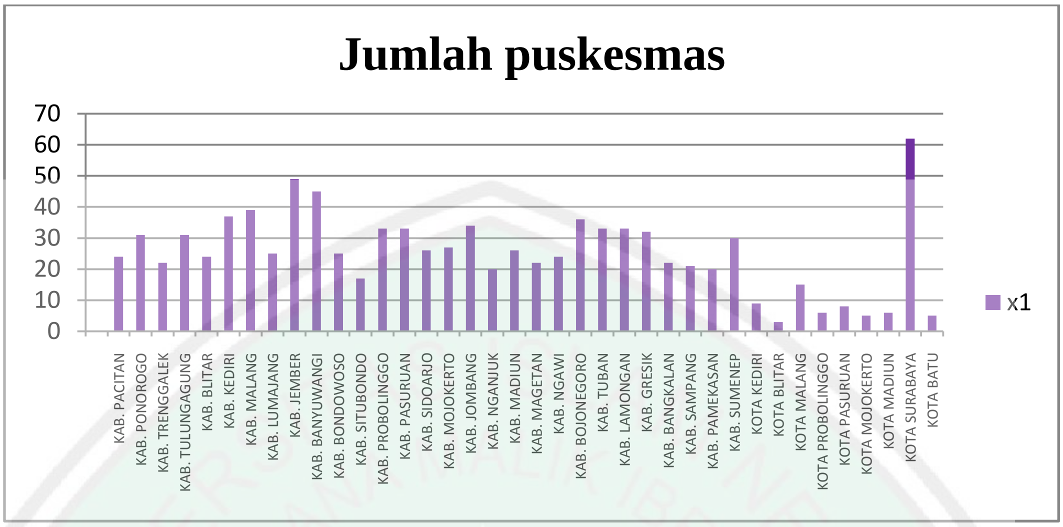
2013, dimana grafik pola sebaran data untuk jumlah kematian bayi di Jawa Timur dapat ditunjukkan sebagai berikut:



Gambar3.1. Grafik pola sebaran data jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012

Pada grafik 3.1 terlihat bahwa pola sebaran data jumlah kematian bayi di propinsi Jawa Timur tahun 2012 memperlihatkan bahwa kabupaten Probolinggo merupakan kabupaten yang mempunyai jumlah kematian bayi terbesar (63510 jiwa) dan kota Blitar merupakan kota yang mempunyai jumlah kematian bayi terkecil (19500 jiwa) dari seluruh kabupaten/kota di Jawa Timur.

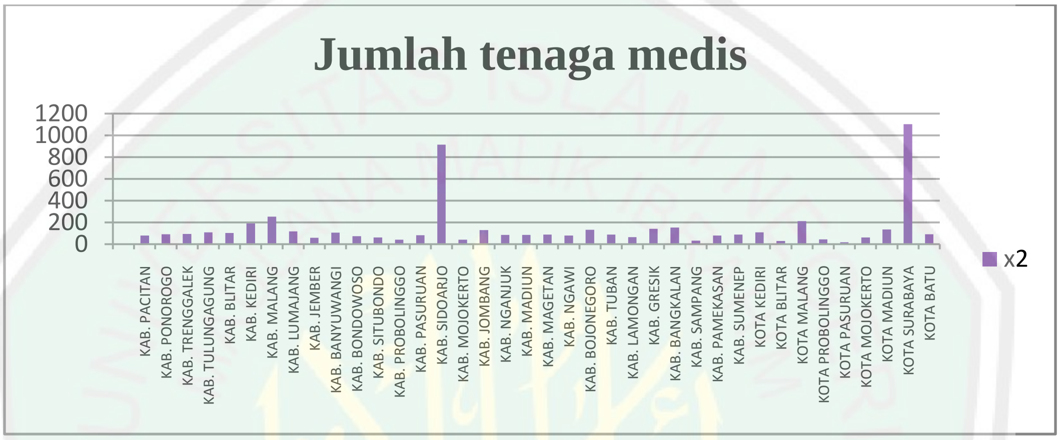
Sejalan dengan permasalahan jumlah kematian bayi, tentunya ada variabel-variabel yang mempengaruhi meningkat atau menurunnya jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012. Variabel pertama yang mempengaruhi jumlah kematian bayi adalah jumlah puskesmas yang tersedia ($x1$) sebagai sarana kesehatan masyarakat. Grafik pola sebaran puskesmas di Jawa Timur dapat dilihat pada grafik berikut:



Gambar 3.2. Grafik pola sebaran data jumlah puskesmas di Jawa Timur

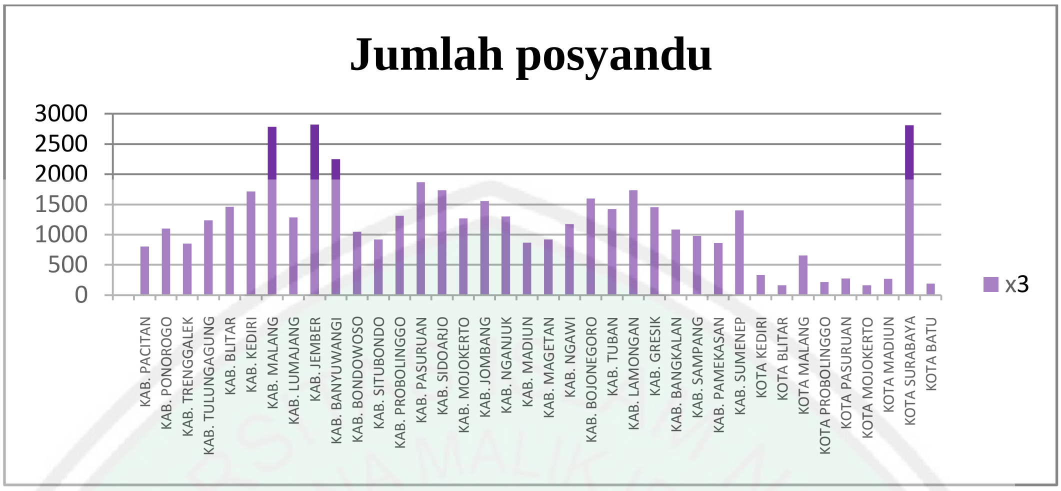
Dari grafik 3.2 diketahui bahwa pola sebaran data jumlah puskesmas di propinsi Jawa Timur tahun 2012 memperlihatkan bahwa kota Surabaya merupakan kota yang mempunyai jumlah puskesmas terbesar (62 unit) dan kota Blitar merupakan kota yang mempunyai jumlah puskesmas terkecil (3 unit) dari seluruh kabupaten/kota di Jawa Timur. Hal ini menunjukkan bahwa sebaran sarana kesehatan khususnya puskesmas masih belum merata sepenuhnya di jawa Timur. Dengan jumlah puskesmas yang tersedia di kota Surabayamemadai maka menunjukkan bahwa jumlah kematian bayi di kota Surabaya dapat ditekan seminim mungkin, sedangkan untuk kota Blitar dengan jumlah kematian bayi meningkat disebabkan karena jumlah fasilitas kesehatan yang cenderung sangat sedikit.

Selain jumlah puskesmas sebagai variabel yang dapat mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur, variabel lain yang dapat menjadi pengaruh yang signifikan adalah jumlah tenaga medis (x2). Ketersediaan tenaga medis tidak hanya mempengaruhi jumlah kematian bayi secara khusus, akan tetapi juga berpengaruh pada jumlah kematian masyarakat pada umumnya. Jumlah tenaga medis yang tersedia di Jawa Timur berdasarkan data sekunder yang bersumber dari data dokumenter hasil sensus kesehatan dari Dinas Kesehatan dapat dilihat pada grafik berikut:



Grafik 3.3. Pola sebaran data jumlah tenaga medis di Jawa Timur

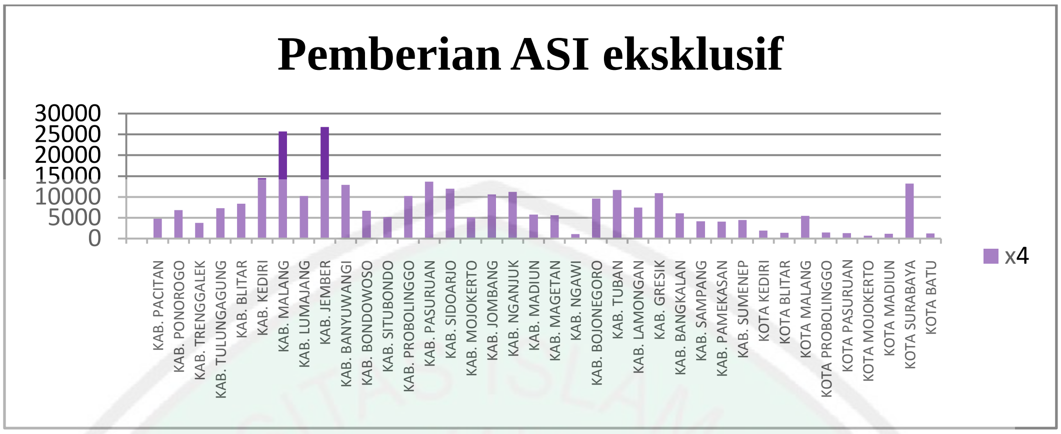
Dari grafik di atas diketahui sebaran tenaga medis tidak merata, jumlah tenaga medis menumpuk pada kota-kota besar di Jawa Timur, seperti kota Surabaya dan Sidoarjo. Hal ini terjadi karena dipengaruhi oleh jumlah penduduk yang menumpuk di kota-kota besar. Keterbatasan tenaga medis di daerah pedesaan berpengaruh pada kesehatan masyarakat yang memerlukan perawatan lebih, kurangnya fasilitas juga dapat berdampak pada meningkatnya jumlah kematian. Data yang dibahas adalah jumlah kematian bayi, oleh karena itu jumlah posyandu juga sangat mempengaruhi pada kesehatan bayi, pertumbuhan bayi yang mengikuti posyandu akan lebih mudah dipantau. Sebagai gambaran jumlah posyandu yang tersedia di kabupaten/kota di Jawa Timur dapat dilihat pada grafik berikut:



Gambar3.4. Grafik pola sebaran data jumlah posyandu di Jawa Timur

Deskripsi pada garmbar 3.4 menunjukkan bahwa ketersediaan posyandu di kabupaten/kota Jawa Timur sudah hampir merata, hanya beberapa daerah yang masih minim fasilitas posyandu. Dengan hal ini kemungkinan meningkatnya jumlah kematian bayi dapat ditekan guna mengurangi angka kematian bayi di jawa Timur.Dengan ketersediaan posyandu yang cukup akan sangat mempengaruhi kesehatan bayi sejak dini.

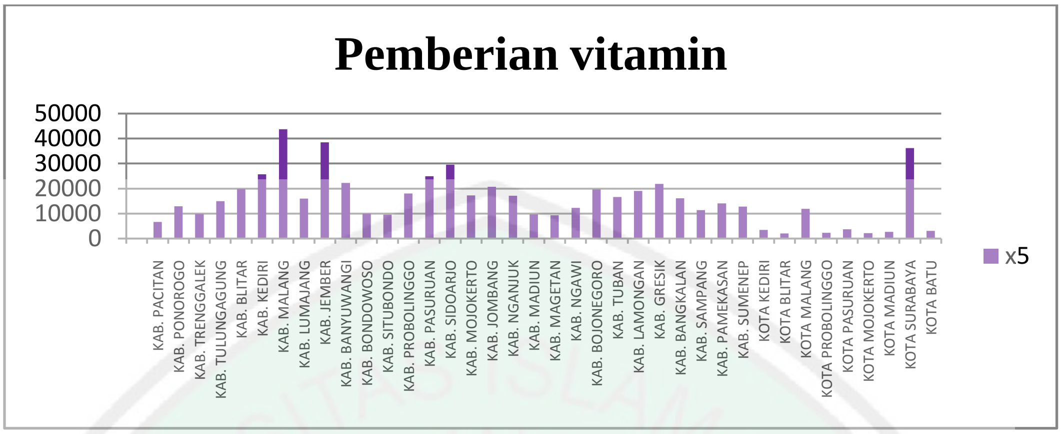
Selain variabel-variabel di atas, faktor utama yang tidah kalah penting dapat mempengaruhi jumlah kematian bayi adalah faktor pemberian asi secara eksklusif. Asi eksklusif sangat mempengaruhi perkembangan seorang bayi. Dengan pemberian asi secara teratur, perkembangan bayi dapat selalu dipantai oleh sang Ibu dengan mudeh. Berikut gambaran pemberian ASI eksklusif di Jawa Timur berdasarkan data sekunder yang bersumber dari data dokumenter hasil sensus kesehatan dari Dinas Kesehatan tahun 2012.



Gambar3.5. Grafik pola sebaran data jumlah pemberian asi eksklusif di Jawa Timur

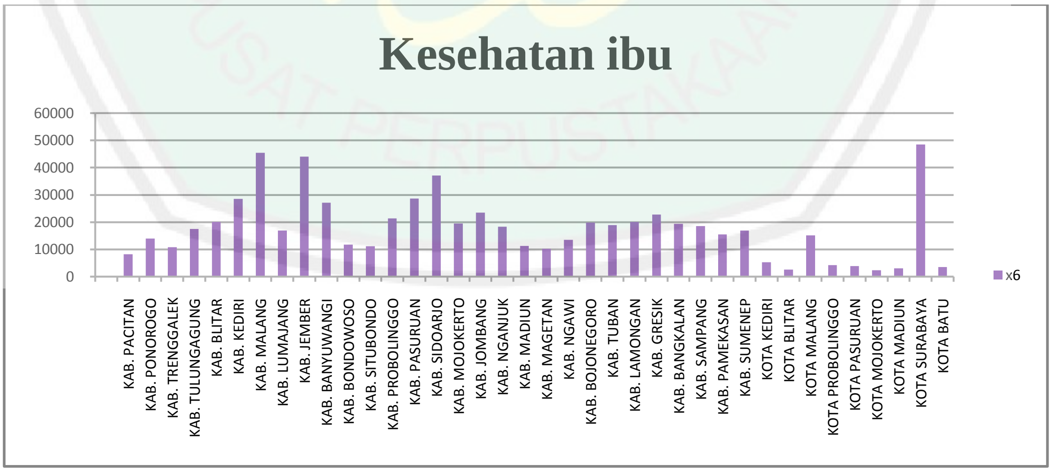
Presentase tebesar pemberian ASI secara eksklusif biasanya di temukan pada kota-kota besar, hal ini karena jumlah penduduk jauh lebih banyak dari pada di pedesaan, orang-orang desa bermigrasi ke kot-kota besar guna mengadu nasib untuk memperbaiki ekonomi keluarga mereka. Dan grafik di atas menunjukkan bahwa kabupaten Jember dan kabupaten Malang yang mempunyai jumlah data pemberian asi ekslusif tertinggi sehinnga kemungkinan terjadinya kematian bayi akan berkurang.

Selain pemberian asi secara eksklusif, pemberian vitamin pada bayi juga sangat penting, pemberian vitamin biasanya dilakukan ketika bayi mengikuti program posyandu, pemberian vitamin pada bayi sangat mempengaruhi tumbuh kembang bayi. Garfik yang ditunjukkan dari datasekunder yang bersumber dari data dokumenter hasil sensus kesehatan dari Dinas Kesehatan adalah sebagai berikut:



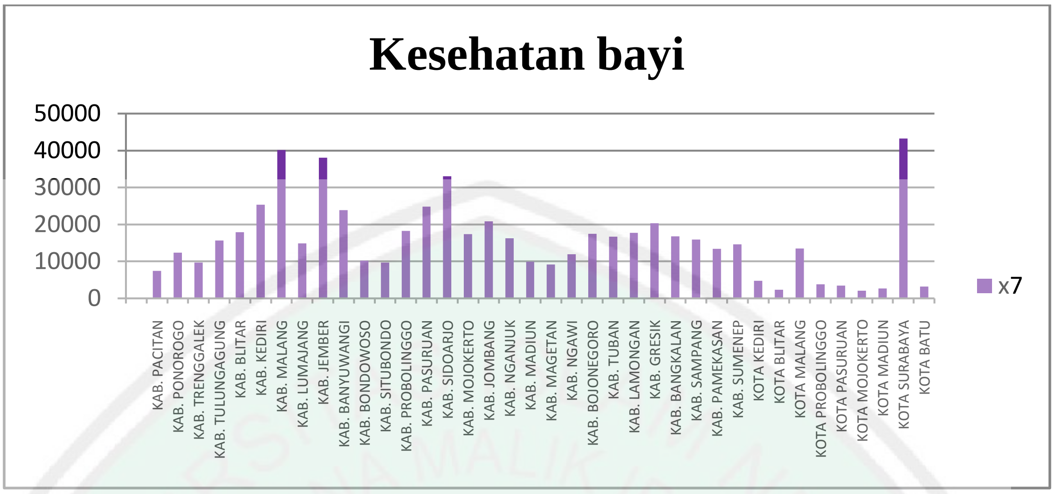
Gambar 3.6. Grafik pola sebaran data jumlah pemberian vitamin di Jawa Timur

Pemberian asi secara eksklusif dan pemberian vitamin terhadap bayi sangat mempengaruhi tingkat kesehatan bayi itu sendiri dapat meningkatkan kekebalan pada tubuh si bayi.Hal yang juga sangat mempengaruhi adalah kesehatan sang ibu. Kesehatan ibu dapat mempengaruhi tingkat gizi asi yang dikonsumsi bayi. Oleh karena itu kesehatan ibu juga menjadi variabel yang dapat berpengaruh pada kemungkinan kematian bayi. Grafik kesehatan ibu di Jawa Timur dapat dilihat dari grafik berikut ini:



Gambar 3.7. Grafik pola sebaran data kesehatan ibu di Jawa Timur

Faktor internal utama yang sangat berpengaruh pada jumlah kematian bayi adalah kesehatan bayi itu sendiri.



Gambar 3.8. Grafik pola sebaran data kesehatan bayi di Jawa Timur

Jumlah kesehatan bayi masih didomisili oleh kota besar, faktor ekonomi yang sangat berpengaruh terhadap kehidupan seseorang juga sangat berpengaruh pada kesehatan bayi. Oleh karena itu, seharusnya pemerintah bisa meratakan suatu sistem yang bisa meningkatkan taraf kehidupan masyarakatnya. Unruk lebih lengkapnya dapat dilihat tabel data pada lampiran 1.

4.3.2. Analisis Data

Data yang digunakan untuk aplikasi model GWR adalah data jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012, menggunakan aplikasi GWR4 dengan tipe model *Gaussian*. Variabel terikat yang digunakan adalah jumlah kematian bayi, variabel bebas adalah jumlah puskesmas, jumlah tenaga medis, jumlah posyandu, pemberian asi eksklusif, pemberian vitamin, kesehatan ibu, kesehatan bayi.

Terjadinya kasus heterogenitas spasial pada data jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012 mengindikasikan bahwa parameter model regresi dipengaruhi oleh faktor lokasi pengamatan, dalam hal ini adalah letak geografis kabupaten/kotamadya. Oleh karena itu dilakukan pemodelan dengan mengakomodasi faktor lokasi yaitu dengan model GWR.

Langkah pertama adalah menentukan lokasi pengamatan dalam hal ini adalah letak geografis tiap kabupaten/kotamadya di Jawa Timur. Kemudian mencari bandwith optimum berdasarkan koordinat lokasi pengamatan dengan prosedur *cross validation* (CV). Setelah mendapatkan nilai *bandwidth optimum*, maka langkah selanjutnya adalah menentukan matriks pembobot terbaik untuk mendapatkan model GWR. Dari hasil analisis dengan program GWR4 didapatkan model terbaik untuk penentuan jumlah kematian bayi di Jawa Timur adalah menggunakan jenis pembobot *fixed Gaussian* dengan bandwith optimum5.721279 dan CV adalah 50328495.057417.

Tabel 3.1. Uji Kesesuaian Model GWR dengan Pembobot Fixed Gaussian

Source	SS	DF	MS	F
Global Residuals	991802144.926	8.000		
GWR Improvement	34279973.087	1.698	20190436.244	
GWR Residuals	957522171.838	28.302	33832114.173	0.596783

Pengujian kesesuaian model GWR dilakukan dengan menggunakan selisih jumlah kuadrat residual model GWR dan model regresi global. Hasil dari Tabel 3.1. menunjukkan bahwajumlah kuadrat residual model GWR (957522171.838) lebih kecil dari jumlah kuadrat residual model regresi global (991802144.926). Dengan menggunakan tingkat signifikansi α sebesar 5% maka dapat disimpulkan bahwa terdapat perbedaan antara model GWR dengan model regresi global, sehingga model GWR lebih layak untuk menggambarkan persentase jumlah kematian bayi di Jawa Timur.

Pengujian parameter secara parsial pada setiap lokasi pengamatan dapat dilihat pada tabel 3.2 dibawah ini.

Tabel 3.2 Ringkasan Statistik Parameter Lokal Model GWR dengan Pembobot *Fixed Gaussian*

Variabel	Min	Max	Mean	Range	Standar Deviasi
Intercept	33852.870768	34606.771630	33088.449516	753.900862	896.632616
X1	4085.242315	4896.440403	4137.361246	811.198088	206.618697
X2	1419.571063	2090.594170	1501.954044	671.023107	150.536834
X3	1094.508678	2051.021222	1227.687206	956.512544	209.029258
X4	-6892.803456	-5651.236990	-5731.403605	1241.566466	312.791805
X5	10223.161909	16449.972188	10898.019573	6226.810279	1383.697155
X6	498593.378586	507916.048834	487768.741351	9322.670248	13154.741329
X7	-521622.948953	-505699.178707	-495738.012975	15923.770246	13646.905003

Untuk melihat variabel prediktor mana saja yang berpengaruh berbeda pada setiap lokasi pengamatan, maka dapat digunakan uji parsial pengaruh faktor geografis untuk setiap variabel prediktor. Tabel 3.3. menunjukkan bahwa dengan menggunakan tingkat signifikansi α sebesar 5% , maka dapat disimpulkan bahwa variabel yang berpengaruh secara lokal adalah jumlah tenaga medis ($x2$), jumlah posyandu ($x3$), jumlah pemberian asi eksklusif ($x4$), jumlah pemberian vitamin ($x5$), kesehatan ibu ($x6$), kesehatan bayi ($x7$).Sedangkan 1 variabel prediktor lainnya tidak berpengaruh secara lokal pada semua lokasi pengamatan.

Tabel 3.3. Uji Parsial Variabel Prediktor Global Model GWR dengan Pembobot *Fixed Gaussian*

Variable	F	DOF for F test		DIFF of Criterion
Intercept	1.231327	0.191	28.978	0.425882
X1	0.768698	0.181	28.978	0.511907
X2	3.246723	0.036	28.978	-0.014070
X3	3.922176	0.051	28.978	-0.064679
X4	3.229839	0.173	28.978	-0.061628

X5	359.137501	0.137	28.978	-37.123811
X6	191223.191931	0.056	28.978	-224.363097
X7	13088489.255152	0.002	28.978	-249.473849

Untuk mencari parameter mana saja yang berpengaruh secara signifikan terhadap model regresi global, maka dilakukan uji F dengan tingkat signifikansi α sebesar 5%, maka akan dibandingkan nilai t_{hitung} dengan t_{tabel}. Hal ini akan disajikan oleh tabel sebagai berikut:

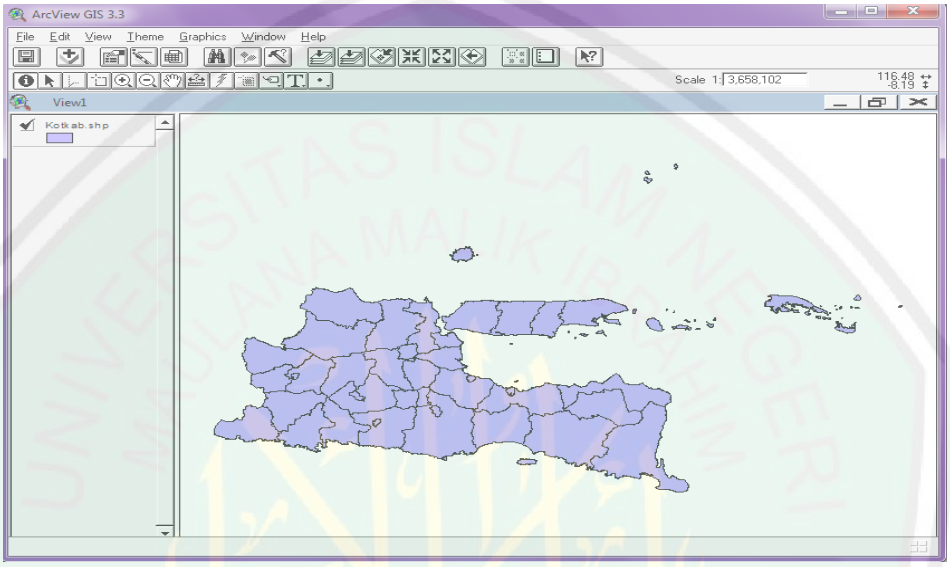
Tabel 3.4 Pengaruh Signifikansi pada Model Regresi Global

Variable	Estimate	Standard Error	t(Est/SE)
Intercept	34001.960283	934.848528	36.371625
X1	4150.138641	2225.726725	1.864622
X2	1472.043181	1403.737213	1.048660
X3	1184.660155	1392.075478	0.851003
X4	-5982.992286	2866.056468	-2.087535
X5	11278.752766	8399.978693	1.342712
X6	500223.799748	46006.484240	10.872898
X7	-508266.845069	49352.457089	-10.298714

Dengan melihat tabel di atas, maka dapat diambil kesimpulan bahwa semua parameter berpengaruh terhadap model regresi global, hal ini dikarenakan nilai dari $t_{tabel} > \left|t_{hitung}\right|$ dengan tingkat signifikansi sebesar 5% yaitu $1,960$. Sehingga model yang didapatkan untuk GWR adalah sebagai berikut:

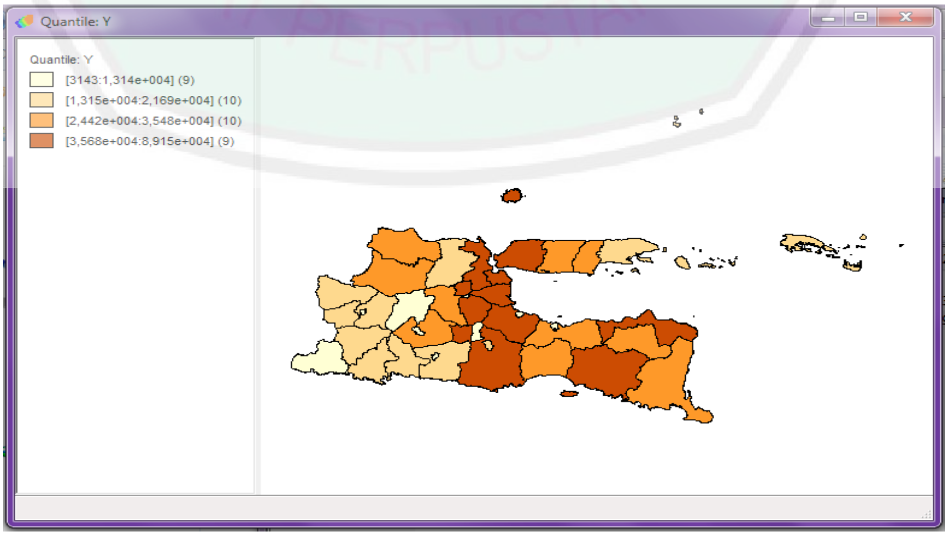
$$y_i = 34001.960283 + 4150.138641 x_{i1} + 1472.043181 x_{i2} + 1184.660155 x_{i3} - 5982.992286 x_{i4} + 11278.752766 x_{i5} + 500223.799748 x_{i6} - 508266.845069 x_{i7}$$

Selain menggunakan software GWR4 juga digunakan software Arcview dan Geoda untuk menggambarkan peta tematik jumlah kematian bayi di Jawa Timur sebagai berikut:



Gambar 3.1 Peta Tematik Jawa Timur

Gambar 3.1 menunjukkan peta tematik dari provinsi Jawa Timur secara global, sedangkan gambaran Jawa Timur untuk kasus jumlah kematian bayi adalah sebagai berikut:



Gambar 3.2 Peta Tematik Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur

Gambar 3.2 tersebut menjelaskan tentang jumlah kematian bayi untuk setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Timur. Berdasarkan gambar wilayah-wilayah tersebut dikelompokkan dalam 4 kelompok yakni mulai dari wilayah yang warnanya cokelat tua sampai termuda warnanya. Warna cokelat tua menunjukkan daerah yang memiliki jumlah kematian bayi paling tinggi di provinsi Jawa Timur, sampai dengan wilayah yang mempunyai warna termuda yang memiliki jumlah kematian bayi minimum di antara daerah-daerah yang lain.

4.4 Kajian Agamatentang Hasil Penelitian

Seperti telah dijelaskan pada latar belakang sebelumnya bahwa penyelesaian suatu masalah tidak hanya dapat dilakukan oleh satu cara, akan tetapi Allah telah menyediakan berbagai cara untuk manusia agar mendapatkan sesuatu yang menjadi tujuannya. Hal ini jika ditinjau secara Islam maka surat Ali-Imran ayat 159 telah memaparkan sikap dalam menghadapi setiap permasalahan sebagai berikut:

فَبِمَا رَحۡمَةٖ مِّنَ ٱللَّهِ لِنتَ لَهُمۡۖ وَلَوۡ كُنتَ فَظًّا غَلِيظَ ٱلۡقَلۡبِ لَٱنفَضُّواْ مِنۡ حَوۡلِكَۖ فَٱعۡفُ عَنۡهُمۡ
وَٱسۡتَغۡفِرۡ لَهُمۡ وَشَاوِرۡهُمۡ فِي ٱلۡأَمۡرِۖ فَإِذَا عَزَمۡتَ فَتَوَكَّلۡ عَلَى ٱللَّهِۚ إِنَّ ٱللَّهَ يُحِبُّ ٱلۡمُتَوَكِّلِينَ ١٥٩

Artinya: “Maka disebabkan rahmat dari Allah-lah kamu berlaku lemah lembut terhadap mereka. Sekiranya kamu bersikap keras lagi berhati kasar, tentulah mereka menjauhkan diri dari sekelilingmu. karena itu ma'afkanlah mereka, mohonkanlah ampun bagi mereka, dan bermusyawaratlah dengan mereka dalam urusan itu. Kemudian apabila kamu telah membulatkan tekad, maka bertawakkallah kepada Allah. Sesungguhnya Allah menyukai orang-orang yang bertawakkal kepada-Nya”(Q.S. Ali-Imran:159).

Ayat di atas menerangkan bagaimana seharusnya seorang muslim bersikap dalam menyelesaikan masalah duniawi yang dihadapinya adalah dengan lemah lembut serta dikembalikan kepada yang Maha pemberi solusi yaitu Allah SWT. Sehingga dapat memberikan solusi atau jalan keluar yang benar-benar atas rahmat dan bimbingan Allah SWT bukan atas hawa nafsu dan kehendak manusia sendiri. Untuk mendapatkan hasil yang signifikansi tentunya skripsi ini membutuhkan pengujian yang signifikan agar dapat dijadikan pedoman untuk penelitian-penelitian selanjutnya. Proses inilah yang biasa disebut usaha, usaha yang dilakukan dengan cara yang bersungguh-sungguh pasti akan mendapatkan hasil yang sesuai dengan apa yang diusahakan. Seberapa sulit permasalahan yang dihadapi oleh manusia pasti akan menemukan jalan keluar jika manusia terus berusaha dengan segala kemampuannya. Allah telah berfirman dalam surat Al-Insyirah ayat 5-8 , sebagai berikut:

فَإِنَّ مَعَ ٱلْعُسْرِ يُسْرًا ﴿٥﴾ إِنَّ مَعَ ٱلْعُسْرِ يُسْرًا ﴿٦﴾ فَإِذَا فَرَغْتَ فَٱنصَبْ ﴿٧﴾ وَإِلَىٰ رَبِّكَ فَٱرْغَب ﴿٨﴾

Artinya: "(5) karena sesungguhnya sesudah kesulitan itu ada kemudahan. (6) Sesungguhnya sesudah kesulitan itu ada kemudahan. (7) Maka apabila kamu telah selesai (dari sesuatu urusan), kerjakanlah dengan sungguh-sungguh (urusan) yang lain. (8) dan hanya kepada Tuhanmulah hendaknya kamu berharap (Q.S. Al-Insyirah:5-8).

BAB V

PENUTUP

5.1. Kesimpulan

Berdasarkan hasil pada pembahasan, maka dapat diambil kesimpulan sebagai berikut:

1. Hasil statistik uji yang dapat digunakan untuk pengujian signifikansi model GWR adalah menggunakan uji F untuk pengujian serentak dan uji t untuk pengujian parsial.
2. Hasil uji signifikansi model GWR pada data jumlah kematian bayi di Jawa Timur tahun 2012 menunjukkkan bahwa dengan menggunakan statistik uji Fdapat disimpulkan bahwa statistik uji akan menolak H_0 dengan syarat $F_1 < F_{1-a,df_1,df_2}$, dimana α adalah nilai taraf signifikansi 5% dengan variabel yang berpengaruh secara lokal diantaranya adalah jumlah tenaga medis (x2), jumlah posyandu (x3), jumlah pemberian asi eksklusif (x4), jumlah pemberian vitamin (x5), kesehatan ibu (x6), kesehatan bayi (x7), sedangkan 1 variabel prediktor lainnya tidak berpengaruh secara lokal pada semua lokasi pengamatan. Untuk hasil statistik uji tdidapatkan bahwa parameter $\beta_k(u_i, v_i)$ signifikan terhadap model ($|T_{hit}| > t_{a/2,df}$)dengan dan variabel yang berpengaruh adalah jumlah pemberian asi eksklusif (x4) dan kesehatan bayi (x7), dari hasil tersebut dapat dibuat model GWR sebagai berikut:

$$y_i = 34001.960283 + 4150.138641x_{i1} + 1472.043181x_{i2} + 1184.660155x_{i3} - 5982.992286x_{i4} + 11278.752766x_{i5} + 500223.799748x_{i6} - 508266.845069x_{i7}$$

5.2. Saran

Dari penelitian ini terdapat beberapa saran yang dapat dilakukan untuk penelitian-penelitian selanjutnya, yaitu:

1. Untuk penelitian selanjutnya, perlu ditambahkan variabel-variabel lain yang lebih signifikan berpengaruh secara lokal agar mendapatkan hasil yang lebih sempurna.
2. Dapat menggunakan metode lain yang dapat digunakan untuk pengujian hipotesis serta pengujian signifikansi model GWR.

DAFTAR PUSTAKA

Algifari. 2000. *Analisis Regresi Teori, Kasus, dan Analisi*. Yogyakarta: BPFE-Yogyakarta

Anselin, L.. 1993. *"SpaceStat: A Program for the Statistical Analysis of Spatial Data"* Technical Report 93106-4060, Department of Geography, University of California at Santa Barbara: NCGIA

Aulele, S.N. dan Purhadi. 2010. *Model Geographically Weighted Poisson Regression (Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur dan Jawa Tengah Tahun 2007)*. Surabaya: Program Pasca Sarjana, Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Aziz, A.. 2010. *Ekonometrika Teori & Praktik Eksperimen dengan MATLAB*. Malang: UIN Maliki Press

Bachroen, C. dan Soeharsono S. 1988. *Penelitian Indikator "Proxy" Dari Angka Kematian Bayi. Surabaya: Departemen Kesehatan RI-Badan Penelitian Dan Pengembangan Kesehatan*. Bakti Husada.

Bitter, C., Mullian, G., dan Dall'erba, S.. 2007. *Incorporating Spatial Variation in Housing Atribute Prices. A comparition Of Geographically Weighted Regression And The Spatial Expantion Method*.

Brunsdon C., Fotheringham A.S., dan Charlton, M.. 1999. Some Notes on Parametric Significance Tests for Geographically Weighted Regression *Journal of Regional Science* 39 497-524

Burhan, G. dan Marzuki. 2009. *Statistik Terapan*. Yogyakarta: Gajah Mada University Press

Draper, N. dan Harry, S.. 1992. *Analisis Regresi Terapan*. Jakarta: PT Gramedia Pustaka Umum

Fotheringham, A.S., Nakaya, T., dan Brudson, C.. 2002. *Geographically Weighted Regression the Anayisis of Spatial Varying Relationship*. John Wiley & Sones, LTD. New York

Gujarati, D.N.. 2006. *Dasar-dasar Ekonometrika*. Jakarta: Erlangga

Gujarati, D.N dan Dawn, C.P. 2010. *Dasar-dasar Ekonometrika*. Jakarta: Salemba Empat

Irianto, A.. 2006. *Statistik Konsep Dasar dan Aplikasinya*. Jakarta: Kencana Prenada Media

Leung, Y., Mei, C., dan Zhang, W.. 1998. *Geographically Weighted Regression Technique for Spasial Data Analysis*. School of Science. Xi'an Jiaotong University

Setiawan dan Endah, D.. 2010. *Ekonometrika*. Yogyakarta: Penerbit Andi

Sudjana. 2002. *Metode Statistika*. Bandung. Tarsito

Sulistyawati, A.. 2009. *Asuhan Kebidanan Pada Masa Kehamilan*. Jakarta: Salemba Medika: 5-105

Turmudi dan Harini, S.. 2008. *Metode Statistika Pendekatan Teoritis dan Aplikatif*. Malang: UIN-Malang Press

Lampiran 1 Variabel Penelitian

Keterangan:

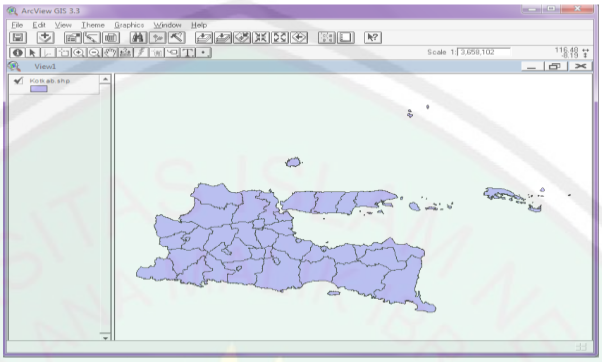
Variabel	Variabel respon	Tipe Variabel
Y	Jumlah kematian bayi	Diskrit
X_1	Jumlah puskesmas	Diskrit
X_2	Jumlah tenaga medis	Diskrit
X_3	Jumlah posyandu	Diskrit
X_4	Pemberian asi eksklusif	Diskrit
X_5	Pemberian vitamin	Diskrit
X_6	Kesehatan ibu	Diskrit
X_7	Kesehatan bayi	Diskrit
u	Garis Lintang Selatan	Kontinu
v	Garis Bujur Timur	Kontinu

Kabupaten/kota	Longitude	Antitude	(Y)	x1	x2
Kab. Pacitan	111,102	8,201	22.630	24	80
Kab. Ponorogo	111,345	7,845	27.030	31	91
Kab. Trenggalek	111,675	7,935	21.410	22	93
Kab. Tulungagung	111,75	7,845	22.020	31	110
Kab. Blitar	111,75	7,835	23.710	24	103
Kab. Kediri	111,825	7,68	27.790	37	191
Kab. Malang	117,37	7,85	30.460	39	253
Kab. Lumajang	112,86	7,875	37.890	25	117
Kab. Jember	113,6	7,95	56.330	49	59
Kab. Banyuwangi	113,86	7,395	34.810	45	107
Kab. Bondowoso	113,48	7,5	53.930	25	73
Kab. Situbondo	113,86	7,395	54.940	17	63
Kab. Probolinggo	112,4	7,75	63.510	33	41
Kab. Pasuruan	112,8	7,8	51.070	33	82
Kab. Sidoarjo	112,7	7,4	24.270	26	914
Kab. Mojokerto	111,79	7,31	25.540	27	41
Kab. Jombang	112,282	7,54	27.560	34	128
Kab. Nganjuk	111,59	7,395	31.120	20	84
Kab. Madiun	111,38	7,3	31.180	26	85
Kab. Magetan	111,2	7,38	22.850	22	87
Kab. Ngawi	111,25	7,26	27.060	24	79
Kab. Bojonegoro	111,67	6,97	38.670	36	133
Kab. Tuban	111,825	6,79	34.410	33	88
Kab. Lamongan	122,365	6,87	33.720	33	64
Kab. Gresik	112,5	7,5	23.270	32	141
Kab. Bangkalan	112,74	6,81	54.560	22	152
Kab. Sampang	113,235	6,59	54.480	21	31
Kab. Pamekasan	113,375	6,91	50.690	20	78
Kab. Sumenep	114,735	5,895	48.420	30	89
Kota kediri	112,001	7,816	24.850	9	108
Kota blitar	112,21	8,5	19.500	3	30
Kota malang	112,065	7,54	24.740	15	212
Kota probolinggo	113,125	7,46	25.120	6	44
Kota pasuruan	112,5	7,4	39.450	8	17
Kota mojokerto	112,43	7,472	21.880	5	63
Kota madiun	111,5	7,5	23.240	6	134
Kota surabaya	112,734	7,28	23.180	62	1102
Kota batu	122,37	7,85	28.870	5	91

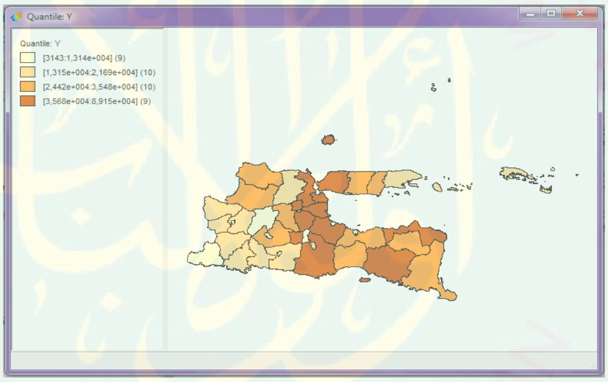
x3	x4	x5	x6	x7
804	4772	6590	8269	7399
1103	6792	12948	13953	12383
854	3763	9872	10805	9669
1236	7298	14922	17501	15676
1459	8345	19877	20042	17888
1716	14519	25714	28484	25343
2783	25689	43717	45387	40103
1285	10201	16006	16936	14908
2819	26745	38484	44047	38097
2250	12905	22247	27091	23847
1048	6692	10033	11797	10176
918	5122	9585	11200	9687
1312	10181	18082	21321	18278
1867	13682	24981	28667	24794
1733	11970	29577	37126	33042
1268	5060	17265	19516	17364
1555	10600	20731	23446	20867
1301	11211	17096	18311	16245
870	5741	9778	11259	9989
920	5612	9347	10228	9129
1177	1084	12245	13492	11974
1597	9593	19645	19794	17483
1421	11679	16620	18928	16719
1735	7447	19081	20030	17771
1457	10878	21855	22774	20320
1087	6032	16065	19354	16740
981	4127	11347	18574	15923
865	4079	14083	15517	13421
1402	4444	12821	16855	14657
335	1939	3421	5341	4753
163	1397	1999	2609	2335
655	5458	11914	15194	13519
217	1472	2314	4285	3802
276	1318	3685	3904	3436
162	719	2174	2336	2092
272	1120	2692	3017	2693
2808	13182	36199	48507	43280
189	1257	3087	3565	3164

Lampiran 2 Peta Tematik dari Variabel Penelitian Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur tahun 2012

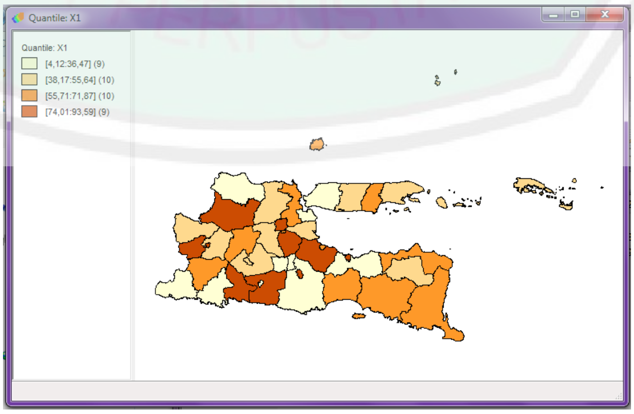
1. Peta Jawa Timur



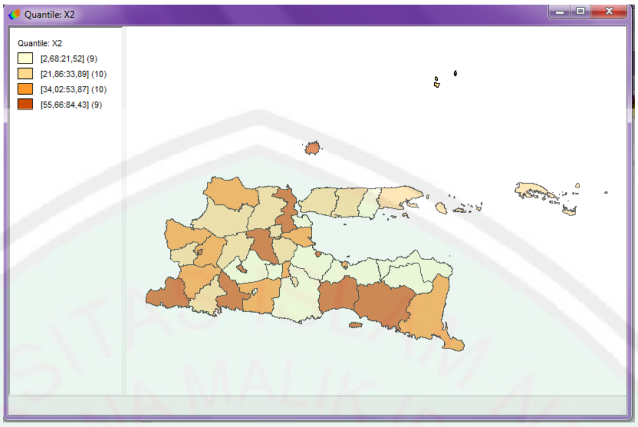
2. Peta tematik dari jumlah kematian bayi



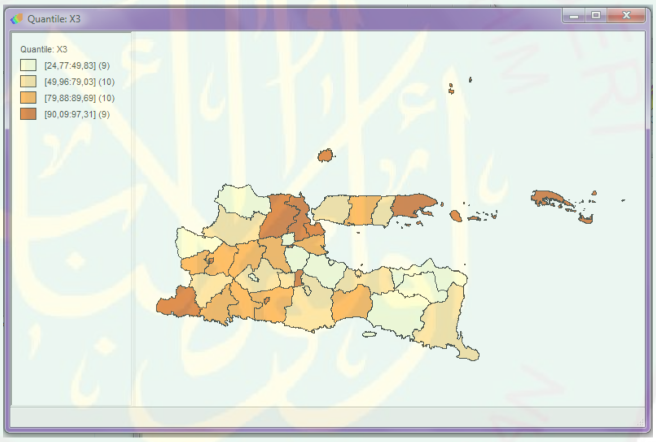
3. Peta tematik jumlah puskesmas



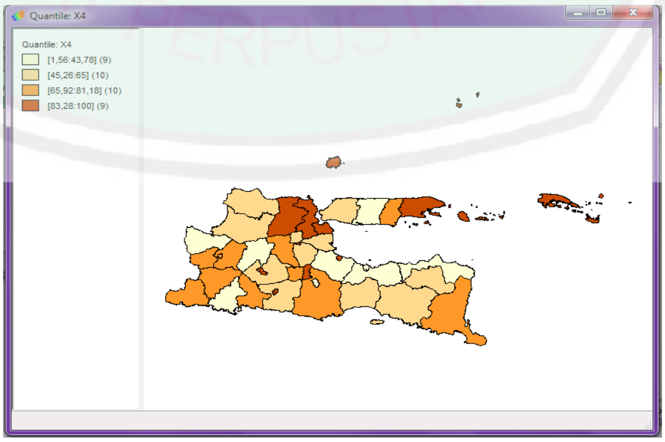
4. Peta tematik jumlah tenaga medis



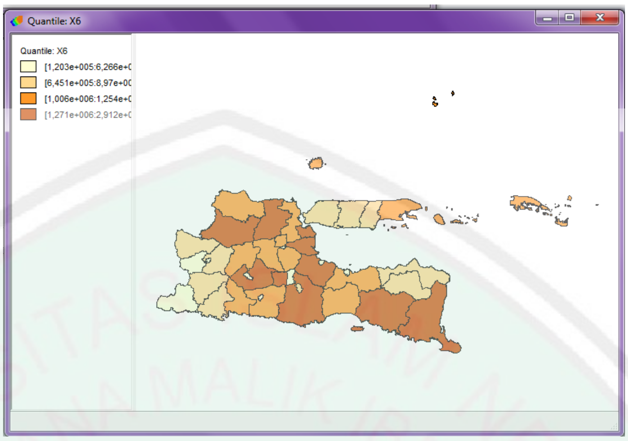
5. Peta tematik jumlah posyandu



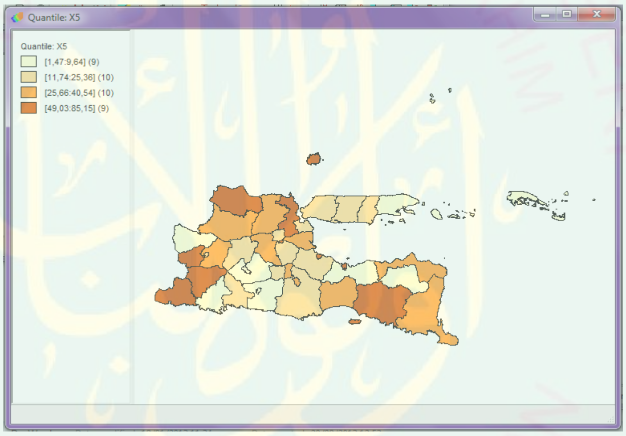
6. Peta tematik pemberian asi eksklusif



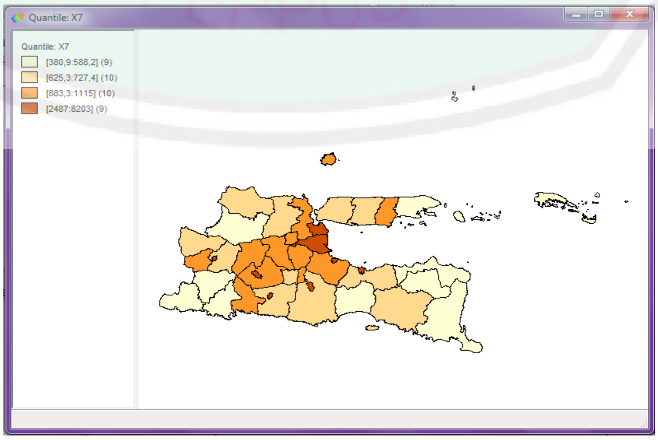
7. Peta tematik pemberian vitamin



8. Peta tematik kesehatan ibu



9. Peta tematik kesehatan bayi



Lampiran 3 Out Put Data Menggunakan *Software* GWR4

```
*************************************************************************
****
*           Semiparametric Geographically Weighted Regression
*
*                     Release 1.0.3 (GWR 4.0.3)
*
*                          1  July  2009
*
*
*
*                  Tomoki Nakaya, Martin Charlton,
*
*              A. Stewart Fotheringham, Chris Brunsdon
*
*            (c) National University of Ireland Maynooth &
*
*                      Ritsumeikan University
*
*************************************************************************
****

Program began at 9/17/2013 7:13:28 AM

*************************************************************************
****
Session: BayiMati
*************************************************************************
****
Data filename: H:\Print - Copy\fix\BayiMati.csv
Number of areas/points: 38

Model settings---------------------------------
Model type: Gaussian
Geographic kernel: fixed Gaussian
Method for optimal bandwidth search: Golden section search
Criterion for optimal bandwidth: AICc
Number of varying coefficients: 8
Number of fixed coefficients:   0

Modelling options---------------------------------
Standardisation of independent variables: On
Testing geographical variability of local coefficients: On
GtoF Variable selection: On
FtoG Variable selection: On
Prediction at non-regression points: OFF

Variable settings---------------------------------
Area key: field1: KABUPATEN/KOTA
Easting (x-coord): field10 : LONGITUDE
Northing (y-coord): field11: LATITUDE
Cartesian coordinates: Euclidean distance
Dependent variable: field2: Y
Offset variable is not specified
Intercept: varying intercept
Independent variable with varying coefficient: field3: X1
Independent variable with varying coefficient: field4: X2
Independent variable with varying coefficient: field5: X3
Independent variable with varying coefficient: field6: X4
Independent variable with varying coefficient: field7: X5
```

```
Independent variable with varying coefficient: field8: X6
Independent variable with varying coefficient: field9: X7
**************************************************************************
****

**************************************************************************
****
  Global regression result
**************************************************************************
****
< Diagnostic information >
Residual sum of squares:            991802144.925616
Number of parameters:                           8
 (Note: this num does not include an error variance term for a Gaussian
model)
ML based global sigma estimate:          5108.821434
Unbiased global sigma estimate:          5749.788822
Log-likelihood:                           756.782354
Classic AIC:                              774.782354
AICc:                                     781.210925
BIC/MDL:                                  789.520629
CV:                                    49696159.610911
R square:                                   0.832038
Adjusted R square:                          0.785703

Variable                   Estimate    Standard Error      t(Est/SE)
-------------------- --------------- --------------- ---------------
Intercept              34001.960283      934.848528       36.371625
X1                      4150.138641     2225.726725        1.864622
X2                      1472.043181     1403.737213        1.048660
X3                      1184.660155     1392.075478        0.851003
X4                     -5982.992286     2866.056468       -2.087535
X5                     11278.752766     8399.978693        1.342712
X6                    500223.799748    46006.484240       10.872898
X7                   -508266.845069    49352.457089      -10.298714

Bandwidth search <golden section search>
  Limits: 0.357840746701655,  5.72127881246841
 Golden section search begins...
 Initial values
  pL             Bandwidth:     0.358 Criterion:        NaN
  p1             Bandwidth:     2.406 Criterion:    788.308
  p2             Bandwidth:     3.673 Criterion:    787.490
  pU             Bandwidth:     5.721 Criterion:    783.681
 iter    1 (p2) Bandwidth:     3.673 Criterion:    787.490 Diff:
1.266
 iter    2 (p2) Bandwidth:     4.455 Criterion:    785.680 Diff:
0.783
 iter    3 (p2) Bandwidth:     4.939 Criterion:    784.744 Diff:
0.484
 iter    4 (p2) Bandwidth:     5.238 Criterion:    784.277 Diff:
0.299
 iter    5 (p2) Bandwidth:     5.422 Criterion:    784.028 Diff:
0.185
 iter    6 (p2) Bandwidth:     5.537 Criterion:    783.888 Diff:
0.114
 iter    7 (p2) Bandwidth:     5.607 Criterion:    783.806 Diff:
0.071
 iter    8 (p2) Bandwidth:     5.651 Criterion:    783.757 Diff:
0.044
 iter    9 (p2) Bandwidth:     5.678 Criterion:    783.727 Diff:
0.027
```

```
 iter   10 (p2) Bandwidth:     5.694 Criterion:    783.709 Diff:
0.017
 iter   11 (p2) Bandwidth:     5.705 Criterion:    783.698 Diff:
0.010
The upper limit in your search has been selected as the optimal bandwidth
size.
Best bandwidth size  5.721
Minimum AICc      783.681

**********************************************************************
****
  GWR (Geographically weighted regression) result
**********************************************************************
****
  Bandwidth and geographic ranges
Bandwidth size:                   5.721279
Coordinate                Min              Max             Range
--------------- --------------- --------------- ---------------
X-coord             111.000000      122.370000       11.370000
Y-coord               5.895000        8.500000        2.605000

  Diagnostic information
Residual sum of squares:      957522171.838365
Effective number of parameters (model: trace(S)):
9.022472
Effective number of parameters (variance: trace(S'S)):
8.347111
Degree of freedom (model: n - trace(S)):
28.977528
Degree of freedom (residual: n - 2trace(S) + trace(S'S)):
28.302168
ML based sigma estimate:           5019.756158
Unbiased sigma estimate:           5816.537989
Log-likelihood:                     755.445713
Classic AIC:                        775.490657
AICc:                               783.680615
BIC/MDL:                            791.903318
CV:                            50328495.057417
R square:                             0.837843
Adjusted R square:                    0.780244

***********************************************************
<< Geographically varying coefficients >>
***********************************************************
Estimates of varying coefficients have been saved in the following file.
    Listwise output file: BayiMatilistwise.csv

Summary statistics for varying coefficients
Variable                        Mean              STD
-------------------- --------------- ---------------
Intercept               33088.449516       896.632616
X1                       4137.361246       206.618697
X2                       1501.954044       150.536834
X3                       1227.687206       209.029258
X4                      -5731.403605       312.791805
X5                      10898.019573      1383.697155
X6                     487768.741351     13154.741329
X7                    -495738.012975     13646.905003

Variable                         Min              Max             Range
-------------------- --------------- --------------- ---------------
Intercept               33852.870768     34606.771630       753.900862
X1                       4085.242315      4896.440403       811.198088
```

X2	1419.571063	2090.594170	671.023107
X3	1094.508678	2051.021222	956.512544
X4	-6892.803456	-5651.236990	1241.566466
X5	10223.161909	16449.972188	6226.810279
X6	498593.378586	507916.048834	9322.670248
X7	-521622.948953	-505699.178707	15923.770246

Variable	Lwr Quartile	Median	Upr Quartile
Intercept	33898.413970	33933.929442	33989.210326
X1	4147.202794	4203.285660	4273.119359
X2	1462.860769	1503.346316	1553.418466
X3	1151.124558	1203.015215	1272.541475
X4	-5908.847783	-5821.499002	-5724.847596
X5	10502.026661	10821.435604	11171.902726
X6	499611.402364	500389.191794	501443.783447
X7	-509841.808665	-508173.673781	-507042.500719

Variable	Interquartile R	Robust STD
Intercept	90.796355	67.306416
X1	125.916565	93.340671
X2	90.557697	67.129501
X3	121.416916	90.005127
X4	184.000188	136.397470
X5	669.876066	496.572325
X6	1832.381082	1358.325487
X7	2799.307946	2075.098552

(Note: Robust STD is given by (interquartile range / 1.349))

****

GWR ANOVA Table

****

Source	SS	DF	MS	F
Global Residuals	991802144.926	8.000		
GWR Improvement	34279973.087	1.698	20190436.244	
GWR Residuals	957522171.838	28.302	33832114.173	0.596783

****

Geographical variability tests of local coefficients

****

Variable	F	DOF for F test		DIFF of Criterion
Intercept	1.231327	0.191	28.978	0.425882
X1	0.768698	0.181	28.978	0.511907
X2	3.246723	0.036	28.978	-0.014070
X3	3.922176	0.051	28.978	-0.064679
X4	3.229839	0.173	28.978	-0.061628
X5	359.137501	0.137	28.978	-37.123811
X6	191223.191931	0.056	28.978	-224.363097
X7	13088489.255152	0.002	28.978	-249.473849

Note: positive value of diff-Criterion (AICc, AIC, BIC/MDL or CV) suggests no spatial variability