

PERINGATAN !!!

*Bismillaahirrahmaanirrahiim
Assalamu'alaikum warahmatullaahi wabarakaatuh*

1. Skripsi digital ini hanya digunakan sebagai bahan referensi
2. Cantumkanlah sumber referensi secara lengkap bila Anda mengutip dari Dokumen ini
3. **Plagiarisme** dalam bentuk apapun merupakan pelanggaran keras terhadap etika moral penyusunan karya ilmiah
4. Patuhilah etika penulisan karya ilmiah

Selamat membaca !!!

Wassalamu'alaikum warahmatullaahi wabarakaatuh

Kode>Nama Rumpun Ilmu: 122/STATISTIK



**LAPORAN AKHIR
PENELITIAN FUNDAMENTAL**



17 6131

**PENGEMBANGAN MODEL BERBASIS GEOGRAFIS UNTUK
VARIABEL RESPONS YANG BERDISTRIBUSI POISSON**

Tahun ke 2 dari rencana 2 tahun

TIM PENGUSUL:

DR. NUSAR HAJARISMAN, SSI., MSI. (NIDN: 0404046901)

DRS. YAYAT KARYANA, MSI. (NIDN: 0414015801)

**UNIVERSITAS ISLAM BANDUNG
NOVEMBER 2016**

HALAMAN PENGESAHAN

Judul Penelitian

Pengembangan Model Berbasis Geografis untuk Variabel Respons yang Berdistribusi Poisson

Peneliti Pelaksana

Ketua Peneliti

17 6181

Nama Lengkap
NIDN

Dr. Nusar Hajarisman, SSi., MSi.

Jabatan Fungsional
Program Studi
Nomor HP
Alamat email

Lektor Kepala
Statistika
0811 2233 904
nusarhajarisman@yahoo.com

Anggota Peneliti I

Nama Lengkap
NIDN
Perguruan Tinggi

Drs. Yayat Karyana, MSi.

Universitas Islam Bandung

Tahun Pelaksanaan
Biaya Tahun Berjalan
Biaya Keseluruhan

Tahun ke 2 dari rencana 2 tahun
Rp. 60.000.000,00
Rp. 145.000.000,00

Bandung, 30 November 2016

Mengetahui,
Ketua LPPM Unisba

Ketua Peneliti



Prof. Dr. H. Edi Setiadi, SH., MH.
NIP. 195911101987031002

Dr. Nusar Hajarisman, SSi., MS.
NIK. D.94.0.200

Ringkasan

Model *geographically weighted Poisson regression* (GWPR) merupakan model yang digunakan untuk mempelajari hubungan antara variabel respons (yang diasumsikan berdistribusi Poisson dan variabel prediktor, dimana bentuk hubungan antara kedua variabel adalah berbeda (heterogen) untuk setiap wilayah yang diamati atau disebut dengan heterogenitas spasial. Heterogenitas spasial muncul karena kondisi wilayah yang satu dengan wilayah yang lain tidak sama, baik dari segi geografis, keadaan sosial-budaya maupun hal-hal lain yang melatarbelakangi kondisi wilayah yang diteliti. Salah satu dampak yang ditimbulkan dari munculnya heterogenitas spasial adalah parameter regresi bervariasi secara spasial.

Model GWPR ini merupakan pengembangan dari regresi Poisson namun yang membedakan adalah adanya suatu pembobot berupa letak lintang dan letak bujur dari titik-titik pengamatan yang diamati. Model GWPR yang berkembang saat ini pada umumnya menggunakan fungsi pembobot Kernel Gaussian, yang membutuhkan nilai bandwidth sebagai parameter jarak yang mempengaruhi suatu wilayah terhadap wilayah lainnya. Padahal dalam pemodelan berbasis geografis seperti ini masih terdapat beberapa fungsi pembobot lainnya, seperti adaptive bi-square, fixed bi-square, dan fungsi kernel biner.

Selain itu, sebagaimana dalam pemodelan data diskrit pada umumnya seringkali ditemui masalah overdispersi. Konsekuensi dari adanya masalah overdispersi dalam data diskrit adalah pada nilai penaksir varians. Apabila penaksir varians ini digunakan untuk menghitung selang kepercayaan dan untuk mengerjakan pengujian hipotesis statistik, maka akan diperoleh rata-rata yang terlalu kecil. Hal ini akan berakibat pada selang kepercayaan yang terlalu pendek serta pada pengujian hipotesis akan selalu menolak hipotesis nol. Dengan kata lain, dalam melakukan analisis untuk kasus seperti ini, maka hal ini akan memperbesar salah jenis I, yang artinya peluang untuk menolak hipotesis nol yang seharusnya diterima menjadi semakin besar.

Tujuan utama yang ingin dicapai dari penelitian ini adalah memilih fungsi pembobot atau fungsi kernel dan besaran bandwidth yang optimum untuk diterapkan pada model berbasis geografis yang variabel responsnya berdistribusi Poisson. Selain itu, dalam penelitian ini juga akan dikaji dampak masalah overdispersi pada hasil pemodelan GWPR dan cara untuk mengatasi masalah tersebut. Kajian dalam penelitian ini dilakukan melalui simulasi dengan cara membangkitkan data yang memenuhi kriteria pemodelan. Hasil-hasil pemodelan yang diperoleh melalui simulasi tersebut, kemudian diterapkan untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi angka kematian bayi tingkat kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat.

Kata Kunci: *geographically weighted Poisson regression*, *geographically weighted negative binomial regression*, distribusi Poisson, data spasial

Daftar Isi

Ringkasan	ii
Daftar Isi	iii
Bab 1 Pendahuluan	1
Bab 2 Tinjauan Pustaka	6
2.1 Pendahuluan	6
2.2 Model Global pada Data Diskrit Berdistribusi Poisson.....	11
2.2.1 Model Regresi Poisson	11
2.2.2 Model Regresi Binomial Negatif.....	14
2.3 Masalah Overdispersi	17
2.3.1 Pemodelan Keragaman Dalam Peluang Respon.....	18
2.3.2 Pemodelan Korelasi Antar Respon.....	19
Bab 3 Tujuan dan Manfaat Penelitian	21
3.1 Tujuan Penelitian.....	21
3.2 Manfaat Penelitian.....	21
Bab 4 Metode Penelitian	23
4.1 Alat dan Bahan Penelitian	23
4.2 Variabel Penelitian	24
4.3 Wilayah Penelitian.....	25
4.4 Tahapan Penelitian	27
4.4.1 Kegiatan Tahun Pertama.....	27
4.4.2 Kegiatan Tahun Kedua	27
Bab 5 Hasil dan Pembahasan	29
5.1 Pengembangan Model Berbasis Geografis.....	29
5.2 Pemilihan <i>Bandwidth</i>	32
5.3 Pemilihan Fungsi Pembobot (<i>Weight</i>).....	34

5.3.1 Fungsi Pembobot Kernel Fix	35
5.3.2 Fungsi Pembobot Kernel Adaptif	36
5.4 Hasil Eksplorasi Data Melalui Model Efek Global	36
5.5 Hasil-hasil Model Efek Lokal Melalui Model GWPR	37
Bab 6 Kesimpulan dan Saran.....	42
6.1 Kesimpulan.....	42
6.2 Saran	43
Daftar Pustaka	44
Lampiran.....	47



Bab 1

Pendahuluan

Analisis Regresi merupakan metoda statistika untuk menyelidiki atau memodelkan hubungan antar variabel. Analisis regresi ini telah banyak diterapkan dalam banyak bidang, termasuk bidang teknik, ekonomi, manajemen, biologi, dan penelitian sosial. Tujuan yang paling penting dalam analisis regresi adalah menaksir parameter di dalam model. Proses ini disebut juga sebagai pencocokan model terhadap data. Tahapan berikutnya dalam analisis regresi adalah pemeriksaan kelayakan model, dimana model yang 'tepat' dipelajari dan kualitas kecocokan modelnya ditentukan. Perlu diingat bahwa model regresi tidak selalu berarti hubungan sebab-akibat antara variabel-variabel yang diamati. Walaupun terdapat hubungan empiris yang kuat antara dua atau lebih variabel, hal ini tidak dapat dianggap sebagai bukti bahwa variabel prediktor dan variabel respons berhubungan dalam jenis sebab-akibat. Model Regresi digunakan untuk beberapa tujuan, diantaranya yaitu: deskripsi data, penaksiran parameter, peramalan dan prediksi, serta kontrol.

Pada analisis regresi dasar telah banyak dibahas mengenai inferensi statistika standar yang berhubungan dengan model regresi linear, baik yang sederhana maupun multipel. Juga telah dibahas mengenai berbagai kriteria dan algoritma untuk memilih model regresi terbaik. Semua pembahasan tersebut didasarkan pada metode penaksiran koefisien regresi melalui metode kuadrat terkecil biasa (*ordinary least square*, OLS). Secara implisit di dalam prosedur kuadrat terkecil ini harus memenuhi asumsi dasar bahwa residu harus mengikuti distribusi normal dengan rata-rata nol dan varians yang homogen, atau dinyatakan dalam bentuk $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Apabila kedua asumsi ini terpenuhi maka penaksir kuadrat terkecil biasa ini mempunyai sifat-sifat kualitas penaksir yang baik, artinya penaksir tersebut merupakan penaksir yang terbaik (bervarians minimum) diantara seluruh penaksir takbias linear lainnya. Ketika asumsi kenormalan ini terpenuhi, maka penaksir kuadrat terkecil biasa ini akan sama dengan hasil dari metode penaksiran kemungkinan maksimum.

Salah satu pelanggaran asumsi dalam model regresi kuadrat terkecil biasa yang sering dihadapi adalah pelanggaran asumsi kehomogenan varians residu atau dikenal dengan istilah homoskedastisitas. Pelanggaran asumsi homoskedastisitas terjadi apabila varians residu tidak konstan secara sistematis seiring berubahnya nilai variabel prediktor

(heteroskedastisitas). Pada umumnya masalah heteroskedastisitas sering terjadi pada data yang berbentuk *cross-sectional*. Dalam data *cross-sectional*, biasanya data berhubungan dengan anggota populasi atau sampel pada satu saat tertentu, seperti perusahaan, industri, pembagian geografis seperti negara bagian, wilayah, kota dan lain sebagainya (Gujarati, 1999). Salah satu penyebab terjadinya heteroskedastisitas adalah jika unit pengamatan berupa wilayah/area, misalnya: desa, kecamatan, kabupaten/kota, propinsi atau negara. Suatu kejadian mungkin saja hasilnya bergantung pada wilayah atau lokasi tempat kejadian itu terjadi. Wilayah atau lokasi memiliki sekumpulan data yang berbeda antara satu wilayah dengan wilayah lainnya.

Data mengenai wilayah tersebut dikumpulkan dengan menggunakan analisis data spasial. Data spasial merupakan data pengukuran yang memuat suatu informasi lokasi. Pada data spasial seringkali pengamatan di suatu lokasi bergantung pada pengamatan di lokasi lain yang berdekatan. Karakteristik dalam data spasial dapat diobservasi dengan melihat plot residu dari analisis regresi global. Karakteristik dari data spasial ini memberikan dampak dalam penaksiran parameter model dasar. Jika terdapat struktur spasial di residual dalam model, akan menyebabkan penaksir menjadi bias. Hal ini disebabkan ketika menaksir parameter di lokasi i dengan melakukan pendekatan spasial adalah dengan menggunakan regresi dari titik data yang dekat dengan i . Dengan cara yang sama, untuk memperoleh penaksiran dari lokasi i berikutnya adalah dengan mencari subset dari titik-titik yang berdekatan begitu selanjutnya. Penaksiran seperti di atas dapat menimbulkan bias dan galat baku yang besar. Penaksir yang bias dapat menaksir terlalu tinggi atau terlalu rendah dari nilai parameter yang sebenarnya, akibatnya tingkat presisi/ketepatan akan berkurang dan pengujian hipotesis menjadi kurang berarti.

Oleh karena itu, jika unit pengamatan berupa wilayah/area dan terjadi pelanggaran asumsi homoskedastisitas, maka analisis yang dilakukan untuk mengetahui hubungan antara satu variabel tak bebas dengan satu atau lebih variabel bebas tidak lagi digunakan analisis regresi global, melainkan dengan menggunakan analisis data spasial. Karena, regresi global menjadi kurang mampu dalam menjelaskan fenomena yang sebenarnya.

Berdasarkan tipe data, permodelan spasial dapat dibedakan menjadi permodelan dengan pendekatan titik dan area (Anselin, 1988). Jenis pendekatan titik diantaranya *Geographically Weighted Regression* (GWR), *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR), *Space-Time Autoregressive* (STAR), dan *Generalized Space Time Autoregressive* (GSTAR). Sementara itu, jenis pendekatan wilayah diantaranya *Mixed Regressive-Autoregressive* atau *Spatial Autoregressive Models* (SAR), *Spatial Error*

Models (SEM), *Spatial Durbin Model* (SDM), *Conditional Autoregressive Models* (CAR), *Spatial Autoregressive Moving Average* (SARMA) (Melanie M, 2004), dan panel data. Khusus untuk data panel, terdapat tiga pendekatan yang biasa digunakan mengestimasi model regresi data panel, yaitu *Common Effect Model* (CEM), *Fixed Effect Model* (FEM) dan *Random Effect Model* (REM) (Baltagi, 2005).

Dalam penelitian ini analisis data spasial yang akan digunakan adalah analisis data spasial dengan pendekatan titik, yaitu *Geographically Weighted Regression* (GWR). GWR pertama kali dikembangkan oleh Brundson, Fotheringham dan Charlton pada tahun 1998. Model ini merupakan model regresi linier lokal (*locally linier regression*) yang menghasilkan penaksir parameter model yang bersifat lokal untuk setiap titik atau lokasi dimana data tersebut dikumpulkan. Variabel koordinat spasial longitude dan latitude merupakan variabel yang digunakan dalam pembobotan untuk penaksiran model GWR. Dalam model GWR, variabel respon ditaksir dengan variabel prediktor yang setiap koefisien regresinya tergantung pada lokasi, hal ini menyebabkan banyaknya parameter yang di taksir menjadi lebih besar dari banyaknya observasi. Semakin banyak observasi maka jumlah parameter akan semakin besar (Leung et.al, 2000). Untuk menyelesaikan masalah ini, Brundson, et al. (1998) mengasumsikan bahwa koefisien regresi menjadi fungsi deterministik dari beberapa variabel lainnya, dan bukan lagi sebagai variabel bebas. Proses pembobotan dalam penaksiran model GWR digunakan matriks pembobot yang besarnya bergantung pada kedekatan antar lokasi pengamatan. Fungsi pembobot yang bisa digunakan adalah fungsi invers jarak, fungsi kernel fix gaussian, fungsi *kernel fix bisquare*, fungsi adaptif Gaussian, dan fungsi kernel adaptif bisquare. Fungsi pembobot tersebut tergantung dari nilai *bandwidth*. *Bandwidth* dapat dianalogikan sebagai radius suatu lingkaran, sehingga sebuah titik yang berada dalam radius lingkaran masih dianggap berpengaruh (Brundson, et al., 2002). Penentuan *bandwidth* optimum dapat menggunakan metode Cross Validation (CV), Aikake Information Criteria (AIC), dan Bayesian Information Criteria (BIC).

Dalam data mengenai jumlah kematian bayi itu sendiri seringkali diasumsikan mengikuti distribusi Poisson, maka model yang digunakan adalah *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR). Pada penelitian tahun pertama telah ditunjukkan aplikasi dari model berbasis regional, suatu model yang mempertimbangkan efek lokal dari lokasi/wilayah yang diamati, dalam hal ini adalah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Model GWPR adalah bentuk lokal dari regresi Poisson dimana lokasi diperhatikan yang berasumsi bahwa data berdistribusi Poisson. Penaksiran parameter model GWPR

menggunakan metode MLE dan diselesaikan dengan menggunakan iterasi Newton-Raphson. Pengujian kesamaan model regresi Poisson dan GWPR didekati dengan distribusi F , sedangkan uji parameter model secara parsial menggunakan uji Z . Pemilihan model terbaik pada model GWPR menggunakan metode AIC.

Model GWPR yang dikembangkan saat ini seringkali mengabaikan suatu masalah yang disebut masalah overdispersi. Padahal masalah overdispersi sangat mungkin terjadi ketika menganalisis data diskrit, baik data yang berbentuk biner maupun cacahan (McCullagh dan Nelder, 1983). Konsekuensi dari adanya masalah overdispersi dalam data cacahan adalah pada nilai penduga ragamnya. Apabila penduga ragam ini digunakan untuk menghitung selang kepercayaan dan untuk mengerjakan pengujian hipotesis statistik, maka akan diperoleh rataan yang terlalu kecil. Hal ini akan berakibat pada selang kepercayaan yang terlalu pendek serta pada pengujian hipotesis akan selalu menolak hipotesis nol. Dengan kata lain, dalam melakukan analisis untuk kasus seperti ini, maka hal ini akan memperbesar salah jenis I, yang artinya peluang untuk menolak hipotesis nol yang seharusnya diterima menjadi semakin besar.

Salah satu model yang dapat mengatasi masalah overdispersi di dalam data yang responsnya berdistribusi Poisson adalah model regresi binomial negatif. Didalam pemodelan data diskrit yang cacahan tanpa memperhatikan efek data spasial, Hajarisman (2003) telah mengimplementasikan model regresi binomial negatif sebagai suatu model yang lebih baik dibandingkan model regresi Poisson ketika datanya mengandung masalah overdispersi. Model yang diimplementasikan oleh Hajarisman (2003) tentu saja merupakan model yang tidak memperhatikan efek spasial dalam data. Model yang dikembangkan dalam penelitian ini difokuskan pada bagaimana mengembangkan model GWPR dimana datanya mengandung masalah overdispersi. Sebagaimana yang dilakukan pada tahun pertama, model dikembangkan dalam penelitian ini adalah dengan cara mengadopsi terminologi dalam pemodelan linear terampat (*generalized linear model*, GLM). Perlu ditambahkan bahwa model regresi binomial negatif merupakan pendekatan klasik untuk mengatasi masalah overdispersi pada data cacahan. Kondisi geografis, sosial budaya dan ekonomi yang berbeda antara wilayah yang satu dengan wilayah yang lain menyebabkan terjadinya keragaman spasial. Dengan demikian faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi berbeda antara satu wilayah dengan wilayah lain.

Berdasarkan pemikiran tersebut di atas, maka perlu kiranya untuk mengembangkan suatu model yang mampu menangani masalah heterogenan spasial, dimana variabel responsnya berdistribusi Poisson tetapi didalamnya mengandung masalah overdispersi

yang sering ditemui dalam analisis data diskrit. Adapun model yang dikembangkan tersebut adalah model regresi binomial negatif yang terboboti secara geografis (*geographically weighted negative binomial regression, GWNBR*). Hasil-hasil yang diperoleh dari pengembangan kedua buah model tersebut kemudian akan diaplikasikan untuk memodelkan angka kematian bayi tingkat kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat, khususnya untuk mengidentifikasi faktor-faktor faktor-faktor yang secara statistik signifikan terhadap angka kematian bayi di tiap-tiap kabupten/kota di Provinsi Jawa Barat.



Bab 2

Tinjauan Pustaka

2.1 Pendahuluan

Dari berbagai studi yang telah dilakukan, untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang secara signifikan berpengaruh pada Angka Kematian Bayi pada umumnya menggunakan metode regresi linear biasa (*ordinary linear regression*, OLR). Metode OLR ini didasarkan pada metode kuadrat terkecil biasa untuk menaksir parameter yang berada di dalam model. Menurut Montgomery dan Peck (1992) terdapat tiga masalah utama yang dihadapi dalam analisis kuadrat terkecil. Ketiga masalah itu adalah berhubungan dengan gagalnya memenuhi asumsi dasar, yaitu kenormalan, varians homogen, serta galat yang saling bebas. Masalah lain yang juga timbul adalah adanya data pencilan yang berpotensi sebagai data berpengaruh, ketidaklayakan spesifikasi bentuk fungsional dari model, serta adanya ketergantungan yang kuat diantara variabel bebas (multikolinearitas).

Namun demikian, dalam pemodelan berbasis regional, model global seperti metode OLR secara teoritis memang mampu memberikan informasi lokal yang andal apabila tidak terdapat keragaman spasial antar wilayah. Dengan kata lain, model OLR mampu menangkap hubungan antar variabel ketika pengamatan antar wilayah cenderung homogen, artinya pengukuran dari bentuk hubungan tersebut tidak bergantung pada wilayah. Keadaan ini disebut juga sebagai stasioneritas spasial (Fotheringham et al., 2002). Dalam penelitian ilmu sosial dan kesehatan masyarakat, seperti kajian tentang angka kematian bayi ini, objek penelitian (misalnya provinsi atau kabupaten/kota) pada umumnya tidak stasioner. Oleh karena itu, apabila model OLR diterapkan secara universal pada seluruh wilayah, maka bentuk hubungan tersebut menjadi tidak valid karena mengabaikan keragaman spasial.

Untuk mengatasi masalah tersebut telah mulai banyak berkembang model statistik yang mengakomodasi keragaman spasial antar wilayah dengan menggunakan pendekatan statistik spasial. Salah satu pendekatan yang dapat digunakan untuk membentuk model nonstasioner spasial adalah model regresi terboboti secara geografis (*geographically weighted regression*, GWR) yang pertama kali dipopulerkan oleh Brunson et al. (1996, 1999), serta sudah dibahas cukup mendalam oleh Fotheringham, et al. (2002). Model ini

merupakan perluasan dari model regresi terboboti dimana bobot yang digunakan dalam GWR adalah berdasarkan pada posisi relatif atau jarak antar wilayah (Leung et al., 2000). Dalam model GWR, parameter lokal ditaksir dengan cara menetapkan bobot yang lebih besar pada pengamatan yang berdekatan dibandingkan dengan jaraknya lebih jauh, sehingga parameter lokal ini cenderung bervariasi menurut wilayahnya (Jetz et al. 2005). Dengan menggunakan model GWR maka untuk setiap wilayah akan mempunyai model taksiran tersendiri. Model GWR sudah mulai banyak diaplikasikan pada beberapa bidang seperti sosial ekonomi dan kependudukan, sebagaimana oleh Mennis, (2006), Propastin et al. (2006), Pavlyule (2009), dan Shariff, et al. (2010).

Model lain yang dapat digunakan untuk pemodelan berbasis geografis ini adalah melalui pendekatan Bayes, baik melalui pendekatan Bayes empirik (*empirical Bayes*, EB) maupun Bayes berhirarki (*hierarchical Bayes*, HB). Kedua pendekatan Bayes pada awalnya digunakan untuk keperluan pemetaan penyakit (*disease mapping*). Pemetaan tingkat mortalitas (atau kematian) suatu penyakit tertentu seperti kanker banyak digunakan sebagai suatu alat dalam penelitian kesehatan masyarakat. Peta semacam itu mampu melakukan analisis keragaman geografis dalam tingkat penyakit yang sangat berguna dalam memformulasikan dan memperkirakan hipotesis, alokasi sumber daya, serta identifikasi wilayah atau regional yang beresiko tinggi terhadap penularan suatu penyakit.

Trevisani dan Torelli (2007) menyatakan bahwa pengembangan model HB untuk data kategorik dilakukan dengan mengadaptasi berbagai literatur yang membahas tentang pemetaan penyakit (*disease mapping*). Terdapat beberapa artikel tentang penerapan model hirarki Bayes untuk data kategorik ini pada bidang pemetaan penyakit, kesehatan masyarakat, masalah pengangguran, atau masalah mortalitas. Misalnya, Malec, et al. (1997) menggunakan model hirarki untuk melakukan survey interview kesehatan nasional di Amerika Serikat, dimana data yang digunakan adalah data biner. Malec, et al. (1997) menggunakan metode HB dibandingkan metode EB karena mampu memberikan penaksir titik dan ukuran keragaman yang baik, serta mampu meningkatkan presisi dari penduganya. Sementara itu Datta, et al. (1999) menerapkan pendekatan HB untuk menduga tingkat pengangguran di Amerika Serikat. Mereka mengusulkan metode HB dengan menggunakan generalisasi deret waktu dari model cross-sectional yang banyak digunakan dalam pemodelan berbasis wilayah.

Berbagai penelitian mengenai penerapan model SAE untuk data kategorik melalui pendekatan model Bayes di Indonesia relatif sudah mulai banyak dikembangkan. Kismiantini et al. (2006) menggunakan model Poisson-Gamma untuk menduga resiko

demam berdarah melalui pendekatan EB. Kurnia dan Notodiputro (2007, 2008) menduga suatu parameter melalui pendekatan *generalized additive mixed models*. Selain itu, Kurnia dan Notodiputro juga melakukan kajian tentang penerapan metode Bayes pada pendugaan area kecil, serta Kurnia dan Notodiputro (2006) menerapkan pendekatan EB dan EBLUP dalam masalah pendugaan kuadrat tengah galat pada data hasil survey yang dilakukan oleh BPS. Sementara itu penerapan model HB untuk menduga angka kematian bayi level kecamatan juga sudah dilakukan oleh Hajarisman (2012a, 2012b). Akan tetapi penelitian yang dilakukan oleh Hajarisman (2012a, 2012b) lebih ditekankan pada prediksi angka kematian, bukan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhinya. Model-model tersebut dikembangkan dengan fokus pada pendugaan wilayah kecil, dimana penggunaan model wilayah kecil ini secara eksplisit dilakukan melalui kekuatan peminjaman (*borrow strength*) dari wilayah yang berdekatan menurut ruang atau waktu atau melalui informasi tambahan yang diperkirakan berkorelasi dengan variabel yang diamati.

Pada umumnya model GWR yang dikembangkan saat ini difokuskan pada kasus dimana variabel responsnya adalah kontinu dan diasumsikan mengikuti distribusi normal. Akan tetapi dalam kebanyakan aplikasi pemodelan regresi seringkali ditemui data dengan variabel respons berbentuk data diskrit, khususnya data yang berbentuk cacahan. Model yang biasa digunakan untuk memodelkan data dengan variabel respons yang berbentuk cacahan ini adalah regresi Poisson. Namun sekali lagi, model regresi Poisson yang biasa seperti halnya model OLR tidak mengakomodasi keragaman spasial antar wilayah dengan menggunakan pendekatan statistik spasial. Collins (2010) menggunakan konsep pemodelan GWR yang diterapkan pada regresi Poisson, dimana variabel responsnya berbentuk cacahan sehingga membentuk suatu model yang disebut dengan *geographically weighted Poisson regression* (GWPR).

Berbagai aplikasi dari model GWPR ini sudah banyak dilakukan, diantaranya adalah Li, et al. (2013) yang menerapkan model GWPR untuk memodelkan tingkat kecelakaan lalu-lintas di California Amerika Serikat. Nakaya, et al. (2005) menggunakan model GWPR untuk menganalisis pemetaan penyakit yang muncul dari proses non-stasioner secara spasial, khususnya digunakan untuk menaksir angka kematian. Sementara itu, Hadayeghi, et al. (2010) melakukan *traffic analysis zone* (TAZ) untuk memodelkan alat keamanan transportasi yang diyakini dipengaruhi oleh karakteristik lokal dari setiap wilayah yang diamati, sehingga mereka menganalisisnya menggunakan model GWPR.

Model GWPR yang dikembangkan oleh Nakaya, et al. (2005), Hedayeghi, et al. (2010), dan Li, et al. (2013) sama sekali tidak memperhatikan pemilihan fungsi pembobot (kernel) dan penentuan ukuran ketetanggaan (*neighbourhood*) yang optimum sebagai faktor untuk mengukur kualitas penaksir parameter. Padahal menurut Fotheringham, et al. (2002) bahwa salah aspek yang penting dalam GWR adalah penaksir parameter bergantung pada pemilihan fungsi kernel, serta penentuan ukuran ketetanggaan yang optimum. Pengamatan di lokasi yang lebih jauh diboboti dengan pembobot yang lebih kecil, dimana semakin dekat suatu lokasi maka pengaruhnya akan semakin besar.

Menurut Collins (2010) setidaknya terdapat empat jenis fungsi kernel yang biasa digunakan dalam GWR, yaitu fungsi kernel Gaussian, adaptive bi-square, fixed bi-square, dan fungsi kernel biner. Untuk fungsi pembobot biner, hanya himpunan bagian dari titik-titik data yang digunakan untuk mengkalibrasi model pada setiap titik regresi. Titik data yang terletak dengan jarak tertentu d dari titik regresi diberi bobot satu, sedangkan yang lainnya diberi bobot nol. Kelemahan dari fungsi pembobot ini adalah bahwa pada kebanyakan proses spasial adalah kontinu, sedangkan fungsi pembobot biner adalah diskrit. Sementara itu, fungsi pembobot lainnya (Gaussian, fixed bi-square, dan adaptive bi-square) dilakukan dengan cara menyatakan bobot, w_i , sebagai fungsi yang bersifat kontinu dari jarak d antara satu titik regresi dengan titik regresi lainnya.

Setelah pemilihan fungsi pembobot spasial ini dilakukan, berikutnya adalah penentuan ukuran ketetanggaan yang optimal, yang akan digunakan pada himpunan bagian dari data secara lokal untuk penaksiran model (Farber dan Paez, 2007). Proses ini menyangkut pemilihan besaran bandwidth b yang tepat (apabila menggunakan fungsi kernel Gaussian), ukuran jarak d (apabila menggunakan fungsi kernel biner dan fixed bi-square), serta banyaknya tetangga terdekat M (apabila menggunakan fungsi kernel adaptive bi-square). Walaupun penaksir koefisien regresi bergantung pada fungsi pembobot yang terpilih, berdasarkan hasil-hasil penelitian sebelumnya menunjukkan bahwa pemilihan nilai b , d , dan M yang tepat lebih mempengaruhi pada penaksir parameter daripada pemilihan fungsi pembobot (Simonoff, 1996).

Dalam pemodelan data diskrit seringkali dijumpai suatu kasus yang disebut dengan overdispersi. Munculnya masalah overdispersi dalam pengamatan data diskrit dapat dijelaskan oleh dua hal, yaitu: adanya keragaman dalam peluang respon dan adanya korelasi antar variabel respon. Konsekuensi dari adanya overdispersi ini adalah dapat menimbulkan kekeliruan dalam membuat suatu kesimpulan mengenai hubungan antara respon dengan sejumlah variabel penjelasnya. Hajarisman (2003, 2005a, 2005b, 2008)

telah melakukan berbagai penelitian yang berkaitan dengan penanganan masalah overdispersi dalam analisis data diskrit, baik untuk data univariat maupun multivariat). Khusus untuk model overdispersi dengan variabel respon berdistribusi Poisson, Hajarisman (2003) menunjukkan bahwa model regresi binomial negatif merupakan model yang tepat digunakan untuk menangani masalah overdispersi ini. Namun model-model tersebut tidak mengakomodasi keragaman spasial antar wilayah.

Model yang diusulkan dalam penelitian ini adalah suatu model berbasis geografis untuk data diskrit yang berbentuk cacahan yang diasumsikan mengikuti distribusi Poisson yang selanjutnya disebut sebagai model *geographically weighted Poisson regression* (GWPR). Model yang dikembangkan dalam penelitian ini difokuskan pada bagaimana mengkalibrasi model GWPR, pemilihan fungsi pembobot atau kernel yang tepat, serta pemilihan ukuran ketetanggaan yang optimal yang bersesuaian dengan fungsi pembobot yang dipilih. Parameter yang berada dalam model GWPR ditaksir dengan menggunakan metode kemungkinan maksimum dengan menggunakan metode *iteratively reweighted least square* (IRWLS). Adapun pemilihan model terbaik menggunakan kriteria Akaike *information criterion* (AIC) sebagaimana yang disarankan oleh Nakaya, et al. (2005). Sedangkan kriteria yang digunakan untuk pemilihan ukuran ketetanggaan yang optimal ada beberapa ukuran yang dapat digunakan, seperti: *cross-validation* (CV), *generalized cross-validation*, Akaike *information criterion* (AIC), Bayesian *information criterion* (BIC), dan Schwartz *information criterion*. Akan tetapi menurut Collins (2010), kriteria yang sering digunakan untuk keperluan tersebut adalah kriteria CV dan AIC.

Dalam penelitian ini juga akan dikembangkan model GWPR yang mampu menangani masalah overdispersi dalam pemodelan regresi untuk data cacahan yang berdistribusi Poisson. Model dikembangkan dengan cara mengadopsi terminologi dalam pemodelan linear terampat (*generalized linear model*, GLM). Perlu diketahui bahwa model regresi yang sudah umum digunakan untuk menangani masalah overdispersi dalam regresi Poisson adalah model regresi binomial negatif. Diketahui pula bahwa distribusi Poisson dan binomial negatif merupakan anggota dari keluarga eksponensial. Dengan demikian konsep dari GLM akan dikembangkan dalam penelitian ini untuk analisis data spasial dengan memperhatikan variabel respons yang diasumsikan berdistribusi binomial negatif.

Hasil-hasil yang diperoleh dari pengembangan kedua buah model tersebut kemudian akan diaplikasikan untuk memodelkan angka kematian bayi tingkat kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Menurut Hajarisman (2013) model yang lebih baik digunakan untuk menganalisis data kematian bayi di tiap kabupaten/kota di Propinsi Jawa Barat berdasarkan

nilai AIC yang terkecil adalah model GWPR (dibandingkan dengan model regresi Poisson). Berdasarkan hasil penelitian tersebut juga telah ditunjukkan bahwa faktor-faktor yang secara statistik signifikan terhadap angka kematian bayi di tiap-tiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat adalah berbeda satu sama lain.

2.2 Model Global pada Data Diskrit Berdistribusi Poisson

2.2.1 Model Regresi Poisson

Dalam menganalisis hubungan antara beberapa peubah, terdapat sejumlah fenomena dimana peubah responnya berbentuk biner ataupun berbentuk diskrit. Dalam mengamati suatu fenomena dimana peubah responnya berbentuk diskrit tapi tidak biner, maka fenomena seperti ini menyangkut banyaknya suatu kejadian dalam distribusi Poisson atau merupakan proses kejadian Poisson, dimana batas atas banyaknya kejadian itu tidak terbatas (McCullagh dan Nelder, 1983). Dengan kata lain, misalnya kita mengamati suatu kejadian dalam suatu unit tertentu, waktu ataupun ruang, dan kejadian yang diamati pada waktu atau ruang itu langka untuk terjadi tapi pasti terjadi, maka peristiwa seperti itu disebut sebagai kejadian atau proses Poisson.

Di bawah kondisi eksperimental yang ideal jika terjadinya suatu peristiwa sukses terjadi saling bebas dan dalam satu waktu atau ruang yang sama, maka model Poisson merupakan suatu pendekatan untuk banyaknya suatu kejadian yang diamati. Misalnya, dalam suatu penelitian tentang peristiwa timbulnya penyakit folio pada anak balita di suatu daerah tertentu yang diamati pada setaip bulan dan apabila peluang timbulnya penyakit folio itu sangat kecil, maka peristiwa seperti itu dapat dikatakan sebagai peristiwa yang mengikuti proses Poisson. Tetapi apabila peluang timbulnya penyakit itu justru besar, maka hal itu sudah tidak mengikuti proses Poisson lagi.

Selanjutnya, apabila kita berhadapan dengan peubah respon yang tidak kontinu, maka ada beberapa masalah yang akan dihadapi dan perlu mendapatkan perhatian khusus. Sebelum kita pecahkan masalah itu satu per satu, terlebih dahulu akan dijelaskan tentang apa yang disebut dengan peubah respon yang diskrit itu. Seperti yang sudah diketahui bahwa peristiwa proses Poisson merupakan pengembangan dari peristiwa proses Bernoulli dan binomial, sehingga jika kita perhatikan model regresi dari n buah data sebagai berikut:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (i = 1, 2, \dots, n \text{ dan } y_i = \{0, 1\})$$

Jika kita asumsikan bahwa $E(\varepsilon_i) = 0$, maka kita mempunyai

$$E(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}$$

Sekarang, jika $E(y_i) = P_i$ adalah proporsi populasi dari pengamatan pada $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$ untuk $y = 1$, atau dengan kata lain:

$$P_i = P[y = 1]$$

$$Q_i = 1 - P_i = P[y = 0]$$

Jadi untuk n buah pengamatan akan terdapat n peluang P_1, P_2, \dots, P_n yang masing-masing merupakan parameter dari distribusi Bernoulli. Jika kita perhatikan pada model di atas, jelas bahwa ε_i tidak kontinu jika hanya dua harga yang mungkin, yaitu:

$$\varepsilon_i = y_i - [\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}]$$

dimana harga bisa $1 - P_i = Q_i$ atau $0 - P_i = -P_i$. Akibatnya tidak akan ada asumsi tentang kenormalan pada model galatnya. Asumsi kedua yang pasti dilanggar adalah tentang kehomogenan varians. Jika $E(\varepsilon_i) = 0$, maka:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\varepsilon_i) &= E(\varepsilon_i)^2 \\ &= (Q_i)^2 P[y_i = 1] + (-P_i)^2 P[y_i = 0] \\ &= Q_i^2 P_i + P_i^2 Q_i \\ &= P_i Q_i (Q_i + P_i) \\ &= P_i Q_i \end{aligned}$$

Jika P_i harganya bervariasi menurut tingkat peubah-peubah prediktornya, maka varians galatnya menjadi tidak homogen. Jadi, dalam hal ini ada dua pelanggaran asumsi, yaitu: (1) Distribusi dari ε_i adalah diskrit dan tidak normal; serta (2) Varians galat tidak homogen. Dengan demikian penggunaan metode kuadrat terkecil biasa akan sulit dilakukan untuk kasus seperti yang dijelaskan di atas (Myers, 1990).

Berdasarkan pemikiran di atas, maka apabila kita menganalisis hubungan antara peubah respon yang diskrit (dalam hal ini mengikuti proses Poisson) dengan peubah-peubah prediktor melalui analisis regresi biasa yang proses penaksiran parameternya menggunakan metode kuadrat terkecil biasa tidak bisa dilakukan. Dalam makalah ini akan dibahas mengenai model regresi Poisson, dimana proses penaksiran parameternya menggunakan metode kemungkinan maksimum.

Pada dasarnya langkah-langkah analisis yang dilakukan pada model regresi yang diskrit ini hampir sama dengan analisis regresi biasa. Tetapi pada model regresi diskrit ini penekannya pada penggunaan rasio kemungkinan, yang nantinya dapat dikembangkan pada proses penaksiran koefisien-koefisien regresi, inferensi mengenai model regresi dan koefisien-koefisien regresi, serta pengembangan pada konsep devians untuk menentukan model yang terbaik.

Regresi Poisson tentunya berdasarkan pada penggunaan distribusi Poisson. Distribusi Poisson akan membuat model peluang dari kejadian y menurut proses Poisson dengan peluangnya diberikan oleh:

$$p(y; \mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!} \quad (y = 0, 1, 2, \dots) \quad \dots (2.1)$$

Rata-rata dari distribusi Poisson adalah μ . Hal yang sangat penting untuk dicatat bahwa parameter μ ini sangat bergantung beberapa unit tertentu atau periode dari waktu, jarak, luas area, volume, dan sebagainya. Distribusi ini kemudian digunakan untuk memodelkan suatu peristiwa yang keberadaannya relatif jarang atau langka untuk terjadi pada satuan unit tertentu. Sebagai contoh, misalnya jika μ adalah rata-rata suatu kejadian per unit waktu dan t adalah periode waktu tertentu, maka rata-rata dari y menjadi μt . Jadi, peluang terjadinya kejadian y pada periode waktu ke- t diberikan oleh persamaan berikut:

$$p(y; \mu) = \frac{e^{-\mu t} (\mu t)^y}{y!} \quad \dots (2.2)$$

Bentuk di atas merupakan peluang dari peristiwa y , dan rata-rata banyaknya peristiwa adalah μt itu berdasarkan pada asumsi bahwa rata-rata banyaknya peristiwa adalah konstan. Tapi seringkali terjadi bahwa rata-rata banyaknya peristiwa itu bergantung pada tingkat dari peubah prediktor yang berubah dalam proses pengambilan atau pengumpulan data. Jadi, untuk fenomena seperti itu maka kita gunakan terminologi regresi Poisson.

Model untuk regresi Poisson pada dasarnya menyatakan rata-rata dari distribusi yang diskrit sebagai fungsi dari peubah prediktor. Misalkan data diambil dari:

y_1	x_{11}	x_{21}	...	x_{k1}
y_2	x_{12}	x_{22}	...	x_{k2}
...
y_n	x_{1n}	x_{2n}	...	x_{kn}

maka model regresi Poisson dapat ditulis sebagai berikut:

$$y_i = \mu_i + \varepsilon_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad \dots (2.3)$$

Sekarang, μ_i adalah rata-rata banyaknya peristiwa dalam periode ke- t_i . Kita akan menggunakan distribusi Poisson dan mengasumsikan bahwa μ_i tidak berubah secara bebas dari satu titik data ke titik data lainnya. Lebih baik kita memodelkan μ_i sebagai fungsi dari sekumpulan k buah peubah prediktor, sehingga kita mempunyai:

$$p(y_i; \beta) = \frac{e^{-t_i \mu(x_i; \beta)} [t_i \mu(x_i; \beta)]^{y_i}}{y_i!} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad \dots (2.4)$$

dimana $\mu(x_i, \beta)$ adalah rata-rata Poisson. Vektor β merupakan sekumpulan parameter yang akan ditaksir. Fungsi $\mu(x_i, \beta)$ dapat dipilih menurut pola dari data yang diperoleh dan selalu berharga positif (Myers, 1990). Salah satu fungsi yang dapat dipilih diantaranya adalah $e^{x_i \beta}$ dimana $x_i \beta$ merupakan bentuk fungsi yang linier. Bentuk lain dari fungsi tersebut adalah $\ln x_i \beta$ dimana $x_i \beta > 1$, serta fungsi linier itu sendiri, yaitu: $x_i \beta$, dimana $x_i \beta > 0$. Fungsi yang nantinya akan menghubungkan peubah-peubah prediktor pada rata-rata distribusi ini disebut fungsi penghubung (*link function*).

Fungsi penghubung ini dapat juga dikatakan sebagai penghubung antara komponen acak dengan komponen sistematis. Fungsi ini juga disebut sebagai transformasi parameter (Aitkin, 1989), yaitu $g(\mu) = \eta$. Fungsi penghubung yang berbentuk identitas seringkali digunakan sebagai penghubung dalam analisis regresi klasik, walaupun sebenarnya bentuk fungsi ini dapat bermacam-macam. McCullagh dan Nelder (1983) menyebutkan tiga macam fungsi yang sering digunakan sebagai fungsi penghubung, yaitu: logit ($\eta = \ln(\mu/(1 - \mu))$), probit ($\eta = \Phi^{-1}(\mu)$, dengan $\Phi(\bullet)$ fungsi distribusi kumulatif normal), dan log-log komplementer ($\eta = \ln\{-\ln(1 - \mu)\}$).

Selanjutnya, rata-rata dari model regresi Poisson adalah sebagai berikut:

$$\mu_i = t_i \mu(x_i, \beta) \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad \dots (2.5)$$

peubah acak y_i mempunyai rata-rata μ_i , dan jika distribusi Poisson ini dipakai maka varians dari y_i juga adalah μ_i , yang tentunya harganya akan bervariasi dari satu titik data ke titik data lainnya.

2.2.2 Model Regresi Binomial Negatif

Salah satu untuk mengatasi masalah overdispersi dalam data diskrit adalah dengan cara mencocokkan model parametrik yang lebih menyebar daripada distribusi Poisson, dimana model regresi binomial negatif merupakan salah satu diantaranya. Misalkan $y \sim \text{Poisson}(\lambda)$, akan tetapi λ itu sendiri dianggap sebagai suatu peubah acak yang mengikuti distribusi gamma, yang dapat dinyatakan dalam bentuk:

$$y|\lambda \sim \text{Poisson}(\lambda) \text{ and } \lambda \sim \text{gamma}(\alpha, \beta)$$

dimana $\text{gamma}(\alpha, \beta)$ adalah distribusi gamma dengan rata-rata $\alpha\beta$ dan varians $\alpha\beta^2$, dimana bentuk fungsi densitas peluangnya adalah sebagai berikut:

$$P(\lambda) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \lambda^{\alpha-1} \exp(-\lambda/\beta) \quad \dots (2.6)$$

untuk $\lambda > 0$ dan 0 untuk lainnya. Dapat ditunjukkan dengan mudah bahwa distribusi bersyarat dari variabel acak y adalah binomial negatif, dengan bentuk fungsi peluangnya sebagai berikut:

$$P(y) = \frac{\Gamma(\alpha+y)}{\Gamma(\alpha)y!} \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^y \left(\frac{1}{1+\beta}\right)^\alpha \quad \dots (2.7)$$

untuk $y = 0, 1, 2, \dots$. Distribusi ini masing-masing mempunyai rata-rata dan varians $E(y) = \alpha\beta$ dan $\text{Var}(y) = \alpha\beta + \alpha\beta^2$. Untuk pembentukan model regresinya akan lebih mudah menyatakan distribusi binomial negatif dalam bentuk parameter $\mu = \alpha\beta$ dan $\kappa = 1/\alpha$, sedemikian rupa sehingga $E(y) = \mu$ and $\text{Var}(y) = \mu + \kappa\mu^2$. Perlu dicatat bahwa fungsi varians ini berbentuk kuadratik. Dengan demikian distribusi dari y akan menjadi

$$P(y) = \frac{\Gamma(\kappa^{-1}+y)}{\Gamma(\kappa^{-1})y!} \left(\frac{\kappa\mu}{1+\kappa\mu}\right)^y \left(\frac{1}{1+\kappa\mu}\right)^{1/\kappa} \quad \dots (2.8)$$

Yang akan mendekati distribusi Poisson pada saat $\kappa \rightarrow 0$. Distribusi binomial negatif ini dapat menangani masalah overdispersi, tetapi tidak tepat digunakan untuk menangani masalah underdispersi.

Untuk keperluan pemodelan regresi, biasanya diasumsikan bahwa $y \sim \text{Negbin}(\mu, \kappa)$ dan dengan menggunakan fungsi hubung log, maka diperoleh

$$\log(\mu_i) = \eta_i = x_i^T \beta.$$

Dengan mengabaikan konstanta $y_i!$, maka fungsi log-likelihood untuk binomial negatif adalah

$$l_i = \log \Gamma(\kappa^{-1} + y_i) - \log \Gamma(\kappa^{-1}) + y_i \log \left(\frac{\kappa\mu_i}{1+\kappa\mu_i}\right) + \kappa^{-1} \log \left(\frac{1}{1+\kappa\mu_i}\right) \quad \dots (2.9)$$

Algoritma Newton-Raphson digunakan untuk memaksimumkan fungsi likelihood untuk κ dan β . Tidak terlalu sulit untuk menduga κ dan β melalui algoritma Newton-Raphson ini. Untuk menjaga agar κ tetap dalam ruang sampelnya, maka akan lebih tepat untuk menggunakan logaritma dari κ .

Misalkan $\theta = (\log \kappa, \beta^T)^T$ adalah vektor parameter, maka iterasi dari algoritma Newton-Raphson adalah

$$\theta^{(new)} = \theta^{(old)} + \left[-\sum_{i=1}^N \left(\frac{\partial^2 l_i}{\partial \theta \partial \theta^T} \right) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \left(\frac{\partial l_i}{\partial \theta} \right) \right], \quad \dots (2.10)$$

dimana

$$\frac{\partial l_i}{\partial \theta} = \begin{bmatrix} \partial l_i / \partial (\log \kappa) \\ \partial l_i / \partial \beta \end{bmatrix}$$

dan

$$\frac{\partial^2 l_i}{\partial \theta \partial \theta^t} = \begin{bmatrix} \partial^2 l_i / \partial (\log \kappa)^2 & \partial^2 l_i / \partial (\log \kappa) \partial \beta^t \\ \partial^2 l_i / \partial (\log \kappa) \partial \beta & \partial^2 l_i / \partial \beta \partial \beta^t \end{bmatrix}.$$

Di bawah fungsi hubung log ini, dapat dengan mudah ditunjukkan bahwa turunan fungsi log-likelihood terhadap parameternya adalah

$$\frac{\partial l_i}{\partial \beta_j} = \frac{(y_i - \mu_i)}{(1 + \kappa \mu_i)} x_{ij}$$

$$\frac{\partial^2 l_i}{\partial \beta_j \partial \beta_k} = -\frac{\mu_i (1 + \kappa \mu_i)}{(1 + \kappa \mu_i)^2} x_{ij} x_{ik}$$

Untuk mendapatkan turunan pertama terhadap $\log \kappa$ dengan mudah, maka perlu memperluas fungsi gamma sebagaimana yang dinyatakan oleh Lawles (1987) bahwa $\Gamma(\kappa + I) / \Gamma(\kappa) = \kappa(1 + \kappa) \dots (I - 1 + \kappa)$ untuk bilangan integer I . Sehingga

$$\Gamma(\kappa^{-1} + y_i) / \Gamma(\kappa^{-1}) = \kappa^{-1} (1 + \kappa^{-1}) \dots (y_i - 1 + \kappa^{-1}) \kappa^{-1}.$$

Dengan demikian bentuk log dalam persamaan di atas dapat ditulis tanpa perlu menggunakan fungsi gamma, dimana

$$\log \left\{ \frac{\Gamma(\kappa^{-1} + y_i)}{\Gamma(\kappa^{-1})} \right\} = \sum_{v=0}^{y_i-1} \log \left(\frac{1 + \kappa v}{\kappa} \right)$$

Hal ini akan menghasilkan turunan pertama fungsi log-likelihood terhadap $\log \kappa$ adalah

$$\frac{\partial l_i}{\partial (\log \kappa)} = \sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{v=0}^{y_i-1} \frac{\kappa v}{1 + \kappa v} + \kappa^{-1} \log(1 + \kappa \mu_i) - \frac{(1 + \kappa y_i) \mu_i}{(1 + \kappa \mu_i)} \right\}$$

Sedangkan turunan kedua terhadap $\log \kappa$ adalah

$$\frac{\partial^2 l_i}{\partial (\log \kappa)^2} = \sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{v=0}^{y_i-1} \left(-\frac{\kappa v}{(1 + \kappa v)^2} \right) - \kappa^{-1} \log(1 + \kappa \mu_i) + \frac{\mu_i}{1 + \kappa \mu_i} - \frac{(y_i - \mu_i) \kappa \mu_i}{(1 + \kappa \mu_i)^2} \right\}.$$

Sedangkan turunan silangnya adalah

$$\frac{\partial^2 l_i}{\partial (\log \kappa) \partial \beta_j} = -\frac{\kappa \mu_i (y_i - \mu_i)}{(1 + \kappa \mu_i)^2} x_{ij}$$

Perlu dicatat bahwa apabila menggunakan algoritma penskoran Fisher, maka akan sulit untuk menghitung nilai harapan dari $\partial^2 l_i / \partial (\log \kappa)^2$. Tapi perlu dicatat pula bahwa $\partial^2 l_i / \partial (\log \kappa) \partial \beta$ mempunyai nilai harapan sama dengan nol. Pendaksir kemungkinan maksimum untuk parameter κ dan β are secara asymptotic tidak berkorelasi. Hal ini berarti bahwa

ketidakpastian dalam menaksir parameter κ tidak berpengaruh banyak pada presisi dari nilai taksiran $\hat{\beta}$.

2.3 Masalah Overdispersi

Pada pemodelan data biner atau data diskrit terdapat sejumlah individu pengamatan yang dapat membuat proporsi pengamatan menjadi tidak bebas. Banyaknya peristiwa 'sukses' hanya dapat diasumsikan mempunyai sebaran binomial atau Poisson apabila komponen pengamatan biner itu saling bebas, sedangkan ketidakbebasan antar pengamatan biner atau diskrit akan mengakibatkan ragam yang lebih besar daripada ragam yang dihitung melalui sebaran binomial atau Poisson. Ragam yang besar ini merupakan suatu indikasi adanya masalah overdispersi dalam pengamatan data biner. Khusus untuk kasus data biner yang mempunyai sebaran binomial, masalah overdispersi ini disebut juga sebagai keragaman ekstra-binomial (*extra-binomial variations*), sedangkan pada kasus data diskrit masalah ini disebut sebagai keragaman ekstra-Poisson.

Munculnya masalah overdispersi dalam pengamatan data biner dapat dijelaskan oleh dua hal, yaitu: adanya keragaman dalam peluang respon dan adanya korelasi antar peubah respon. Kedua kejadian tersebut merupakan kejadian yang bolak-balik, artinya apabila terdapat keragaman dalam peluang respon, maka terdapat korelasi antar peubah respon. Begitu juga sebaliknya, jika terdapat korelasi antara peubah respon, maka terdapat keragaman dalam peluang respon. McCullagh dan Nelder (1989) menyatakan bahwa kedua kejadian tersebut dapat terjadi karena adanya pengelompokan (*clustering*) dalam populasi. Rumah tangga, keluarga, litter, lingkungan, dan lain-lain, secara alami dapat membentuk sendiri kelompok-kelompoknya. Sedangkan Collet (1990) menyebutkan bahwa kejadian-kejadian itu muncul karena sejumlah unit percobaan diamati beberapa kali pada kondisi yang sama, sehingga akan diperoleh suatu peluang respon yang berbeda dari satu percobaan ke percobaan yang lainnya.

Konsekuensi dari adanya masalah overdispersi dalam data biner yang disebabkan oleh adanya keragaman dalam peluang respon serta adanya korelasi antara peubah respon adalah pada nilai penduga ragamnya. Apabila penduga ragam ini digunakan untuk menghitung selang kepercayaan dan untuk mengerjakan pengujian hipotesis statistik, maka akan diperoleh rataan yang terlalu kecil. Hal ini akan berakibat pada selang kepercayaan yang terlalu pendek serta pada pengujian hipotesis akan selalu menolak hipotesis H_0 . Dengan kata lain, dalam melakukan analisis untuk kasus seperti ini, maka hal ini akan

memperbesar salah jenis I, yang artinya peluang untuk menolak hipotesis nol yang seharusnya diterima menjadi semakin besar. Berdasarkan hal tersebut, maka perlu dicari suatu metode untuk mendapatkan solusi statistika yang tepat dalam menentukan hubungan fungsional antara respon dengan sejumlah peubah penjelas, dimana peubah responnya berkorelasi.

2.3.1 Pemodelan Keragaman Dalam Peluang Respon

Pada saat peluang respon sangat bervariasi diantara kelompok-kelompok unit eksperimen pada kondisi unit eksperimen yang serupa, maka beberapa asumsi harus dibuat yang berkenaan dengan bentuk variasi ini.

Misalkan suatu data berisikan n pengamatan yaitu y_i/n_i , dimana $i = 1, 2, \dots, n$ dan misalkan pula bahwa peluang respon untuk unit ke- i bergantung pada k peubah penjelas x_1, x_2, \dots, x_k melalui logistik linier. Selanjutnya keragaman di dalam peluang respon dimana peluang respon sebenarnya untuk pengamatan ke- i diasumsikan bervariasi di sekitar rata-rata p_i . Peluang respon π adalah peubah acak dimana $E(\pi_i) = p_i$. Jika p_i berharga 0 atau 1 maka ragam π_i harus sama dengan nol dan jika asumsi tersebut terpenuhi maka fungsi yang paling sederhana adalah $\text{Var}(\pi_i) = \phi p_i(1 - p_i)$, dimana $\phi \geq 0$ adalah parameter skala yang tidak diketahui. Besarnya π_i merupakan peubah acak yang tidak bisa diamati atau disebut sebagai *peubah laten*. Akan tetapi jika terdapat suatu nilai π_i tertentu, maka banyaknya peristiwa sukses dari unit ke- i adalah r_i , yang akan mempunyai sebaran binomial dengan rata-rata dan ragamnya masing-masing adalah $n_i \pi_i$ dan $n_i \pi_i(1 - \pi_i)$. Dengan perkataan lain bahwa rata-rata dan ragam tersebut bersyarat π_i dapat ditulis :

$$E(r_i | \pi_i) = n_i \pi_i$$

dan

$$\text{Var}(r_i | \pi_i) = n_i \pi_i (1 - \pi_i)$$

... (2.11)

Karena π_i tidak dapat ditaksir, maka proporsi r_i/n_i harus ditaksir oleh p_i , yaitu nilai harapan dari π_i . Hal ini akan membawa pada penyelidikan pengaruh dari asumsi mengenai keragaman acak di dalam peluang respon pada $\text{Var}(\pi_i)$ mengenai $E(r_i)$ dan $\text{Var}(r_i)$. Berdasarkan pada teori peluang bersyarat (Casella dan Berger, 1990), nilai harapan peubah acak Y dapat diperoleh dari:

$$E(Y) = E[E(Y|X)]$$

dan

$$\text{Var}(Y) = E[\text{Var}(Y|X)] + \text{Var}[E(Y|X)]$$

Berdasarkan kedua persamaan di atas maka akan diperoleh:

$$E(r_i) = E[E(r_i|\pi_i)] = E(n_i \pi_i) = n_i E(\pi_i) = n_i p_i$$

dan ... (2.12)

$$\text{Var}(r_i) = E[\text{Var}(r_i|\pi_i)] + \text{Var}[E(r_i|\pi_i)]$$

$$\begin{aligned} \text{dimana } E[\text{Var}(r_i|\pi_i)] &= E[n_i \pi_i(1 - \pi_i)] \\ &= n_i [E(\pi_i) - E(\pi_i^2)] \\ &= n_i \{E(\pi_i) - \text{Var}(\pi_i) - [E(\pi_i)]^2\} \\ &= n_i [p_i - \phi p_i(1 - p_i) - p_i^2] \\ &= n_i p_i(1 - p_i) (1 - \phi) \end{aligned}$$

dan

$$\text{Var}[E(r_i|\pi_i)] = \text{Var}(n_i \pi_i) = n_i^2 \text{Var}(\pi_i) = n_i^2 \phi p_i(1 - p_i)$$

sehingga

$$\text{Var}(r_i) = n_i p_i(1 - p_i) [1 + (n_i - 1)\phi] \quad \dots (2.13)$$

Ketidakhadiran keragaman peubah acak di dalam peluang respon maka r_i akan mempunyai sebaran binomial, $B(n_i, p_i)$, dan $\text{Var}(r_i) = n_i p_i(1 - p_i)$. Tetapi di lain pihak jika ada keragaman di dalam peluang respon ($\phi > 0$), maka ragam r_i akan lebih besar dari $n_i p_i(1 - p_i)$ yaitu melalui faktor $[1 + (n_i - 1)\phi]$. Jadi ragam diantara peluang respon menyebabkan ragam dari banyaknya peristiwa sukses lebih besar daripada ragam yang peluang responnya tidak bervariasi secara acak, sehingga akan terjadi overdispersi.

2.3.2 Pemodelan Korelasi Antar Respon

Misalkan bahwa individu ke- i dari n kumpulan data biner berisi r_i sukses dalam n_i pengamatan. Misalkan pula bahwa $Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{in_i}$ adalah peubah acak yang berhubungan dengan n_i pengamatan, dimana $Y_{ij} = 1$ untuk $j = 1, 2, \dots, n_i$, menyatakan peristiwa sukses dan $Y_{ij} = 0$ sebagai gagal. Jika peluang sukses adalah p_i , sehingga $P(Y_{ij}=1) = p_i$, dan karena Y_{ij} merupakan peubah acak Bernoulli, maka $E(Y_{ij}) = p_i$ dan $\text{Var}(Y_{ij}) = p_i(1 - p_i)$. Banyaknya peristiwa sukses, r_i , adalah nilai pengamatan dari peubah acak $\sum Y_{ij}$, sehingga

$$E(r_i) = \sum E(Y_{ij}) = n_i p_i$$

dan ... (2.14)

$$\text{Var}(r_i) = \sum \text{Var}(Y_{ij}) + \sum \sum \text{Cov}(Y_{ij}, Y_{jk})$$

dimana $\text{Cov}(Y_{ij}, Y_{jk})$ adalah peragam antara Y_{ij} dan Y_{jk} untuk $j \neq k$ dan $k = 1, 2, \dots, n_i$. Jika $Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{in_i}$ saling bebas maka masing-masing peragam itu akan sama dengan nol. Akan

tetapi, apabila kita misalkan korelasi antara Y_{ij} dan Y_{jk} adalah δ , sehingga dari definisi koefisien korelasi δ dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\delta = \frac{\text{cov}(Y_{ij}, Y_{jk})}{\sqrt{\text{var}(Y_{ij})\text{var}(Y_{jk})}} \quad \dots (2.15)$$

Karena $\text{Var}(Y_{ij}) = \text{Var}(Y_{jk}) = p_i(1 - p_i)$, maka $\text{Cov}(Y_{ij}, Y_{jk}) = \delta p_i(1 - p_i)$. Dengan demikian maka:

$$\begin{aligned} \text{Var}(r_i) &= \sum p_i(1 - p_i) + \sum \sum \delta p_i(1 - p_i) \\ &= n_i p_i(1 - p_i) + n_i(n_i - 1) [\delta p_i(1 - p_i)] \\ &= n_i p_i(1 - p_i) [1 + (n_i - 1) \delta] \quad \dots (2.16) \end{aligned}$$

Jika tidak ada korelasi di antara pengamatan biner, maka $\delta = 0$ dan $\text{Var}(r_i) = n_i p_i(1 - p_i)$. Sebaliknya, jika peubah respon berkorelasi positif maka $\delta > 0$ dan $\text{Var}(r_i)$ lebih besar daripada $n_i p_i(1 - p_i)$. Selanjutnya dapat disimpulkan bahwa korelasi positif diantara pengamatan biner akan menyebabkan ragam yang lebih besar dalam banyaknya peristiwa sukses daripada yang diharapkan jika diantara pengamatan tersebut saling bebas.

Bab 3

Tujuan dan Manfaat Penelitian

3.1 Tujuan Penelitian

Penelitian ini bertujuan untuk memberikan suatu alternatif kepada para pemerhati dan pengguna statistik yang tertarik pada penerapan pemodelan statistik spasial. Secara khusus terdapat empat tujuan yang ingin dicapai dari penelitian ini, yaitu

- a) Mengembangkan model yang tepat untuk menganalisis hubungan antara variabel respons dengan satu atau lebih variabel prediktor dimana terdapat masalah keragaman spasial menurut wilayah/regional yang didalamnya mengandung masalah overdispersi.
- b) Memilih fungsi pembobot atau kernel yang tepat digunakan dalam pemodelan berbasis geografis yang variabel responnya berdistribusi Poisson.
- c) Penentuan ukuran ketetanggaan (*neighbourhood size*) yang optimal, yang akan digunakan pada himpunan bagian dari data secara lokal untuk penaksiran model yang bersesuaian dengan fungsi pembobotnya.
- d) Mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat berdasarkan pemodelan berbasis regional yang didalam mengandung masalah overdispersi.

3.2 Manfaat Penelitian

Penelitian yang dilakukan pada tahun kedua ini difokuskan untuk mengembangkan suatu model berbasis geografis pada data diskrit yang berbentuk cacahan, dimana didalamnya mengandung masalah overdispersi. Pada pemodelan data diskrit seperti ini terdapat sejumlah individu pengamatan yang dapat membuat proporsi pengamatan menjadi tidak bebas. Banyaknya peristiwa 'sukses' hanya dapat diasumsikan mempunyai distribusi Poisson apabila komponen pengamatan cacahan itu saling bebas, sedangkan ketidakbebasan antar pengamatan cacahan akan mengakibatkan ragam yang lebih besar daripada ragam yang dihitung melalui sebaran Poisson. Ragam yang besar ini merupakan suatu indikasi adanya masalah overdispersi dalam pengamatan data cacahan.

Munculnya masalah overdispersi dalam pengamatan data cacahan dapat dijelaskan oleh dua hal, yaitu: adanya keragaman dalam peluang respon dan adanya korelasi antar peubah respon. Kedua kejadian tersebut merupakan kejadian yang bolak-balik, artinya apabila terdapat keragaman dalam peluang respon, maka terdapat korelasi antar peubah respon. Begitu juga sebaliknya, jika terdapat korelasi antara peubah respon, maka terdapat keragaman dalam peluang respon. McCullagh dan Nelder (1989) menyatakan bahwa kedua kejadian tersebut dapat terjadi karena adanya pengelompokan (*clustering*) dalam populasi. Rumah tangga, keluarga, litter, lingkungan, dan lain-lain, secara alami dapat membentuk sendiri kelompok-kelompoknya. Sedangkan Collet (1990) menyebutkan bahwa kejadian-kejadian itu muncul karena sejumlah unit percobaan diamati beberapa kali pada kondisi yang sama, sehingga akan diperoleh suatu peluang respon yang berbeda dari satu percobaan ke percobaan yang lainnya.

Konsekuensi dari adanya masalah overdispersi dalam data cacahan yang disebabkan oleh adanya keragaman dalam peluang respon serta adanya korelasi antara peubah respon adalah pada nilai penduga ragamnya. Apabila penduga ragam ini digunakan untuk menghitung selang kepercayaan dan untuk mengerjakan pengujian hipotesis statistik, maka akan diperoleh rata-rata yang terlalu kecil. Hal ini akan berakibat pada selang kepercayaan yang terlalu pendek serta pada pengujian hipotesis akan selalu menolak hipotesis nol. Dengan kata lain, dalam melakukan analisis untuk kasus seperti ini, maka hal ini akan memperbesar salah jenis I, yang artinya peluang untuk menolak hipotesis nol yang seharusnya diterima menjadi semakin besar. Berdasarkan hal tersebut, maka perlu dicari suatu metode untuk mendapatkan solusi statistika yang tepat dalam menentukan hubungan fungsional antara respon dengan sejumlah peubah penjelas, dimana peubah responnya berkorelasi.

Hasil dari kajian pengembangan model berbasis geografis atau wilayah ini akan diaplikasikan untuk memprediksi faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat. Tingginya AKB di Provinsi Jawa Barat tidak bisa dibiarkan begitu saja mengingat kelangsungan hidup anak menentukan kualitas sumber daya manusia pada masa yang akan datang. Oleh karena itu diperlukan intervensi untuk mengurangi angka kematian bayi. Intervensi yang efektif dapat dilakukan jika faktor-faktor signifikan yang mempengaruhi kematian bayi dapat diketahui. Dengan demikian hasil-hasil temuan dari penelitian ini dapat digunakan oleh pemerintah daerah dalam menentukan arah kebijakan yang lebih terarah, terutama yang berkaitan dengan pembangunan bidang kesehatan.

Bab 4

Metode Penelitian

4.1 Alat dan Bahan Penelitian

Bahan atau data yang digunakan dalam penelitian merupakan data sekunder, dimana sumber data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data hasil survey yang dilakukan oleh Badan Pusat Statistika (BPS), yaitu Survey Sosial Ekonomi Nasional (Susenas) dan Survey Demografi dan Kesehatan Indonesia (SDKI).

Pokok-pokok atau komponen informasi yang dapat digali dari data Susenas 2007 adalah Keterangan Tempat; Keterangan Pokok Rumah Tangga; Keterangan Anggota Rumah Tangga; Keterangan Mortalitas Sejak Tahun 2004; Keterangan Perorangan Tentang Kesehatan Balita; Pendidikan; Ketenagakerjaan; Fertilitas dan KB; Keterangan Perumahan; Pengeluaran Rumah Tangga; Keterangan Sosial Ekonomi lainnya; serta Teknologi dan Informasi.

Data SDKI khusus dirancang untuk mengumpulkan berbagai informasi mengenai tingkat kelahiran, mortalitas, prevalensi keluarga berencana dan kesehatan khususnya kesehatan reproduksi. Tujuan umum penyelenggaraan SDKI adalah dalam rangka mengumpulkan informasi mengenai kesehatan ibu dan anak serta informasi mengenai kesehatan reproduksi, prevalensi KB, pengetahuan tentang AIDS dan IMS serta prevalensi imunisasi. Sesuai dengan jenis data atau informasi yang dikumpulkan, kuesioner yang digunakan mencakup kuesioner untuk pengumpulan data rumah tangga dan kuesioner untuk pengumpulan data perorangan. Secara keseluruhan, kuesioner SDKI terdiri dari:

- Daftar RT (Rumah Tangga), ditanyakan kepada responden Kepala Rumah Tangga atau anggota rumah tangga yang mewakili.
- Modul WPK (Wanita Pemah Kawin), ditanyakan kepada responden wanita pernah kawin dan berusia 15-49 tahun.
- Modul PK (Pria Kawin), ditanyakan kepada responden pria berstatus kawin dan berusia 15-54 tahun.
- Modul R (Remaja), ditanyakan kepada responden remaja usia 15-24 tahun.

Sementara itu, alat yang dibutuhkan dalam penelitian ini adalah suatu komputer dengan performa yang sangat prima (kapasitas memory yang besar dan procesor dengan kecepatan tinggi). Hal ini diperlukan karena dalam proses pengembangan model akan dilakukan melalui

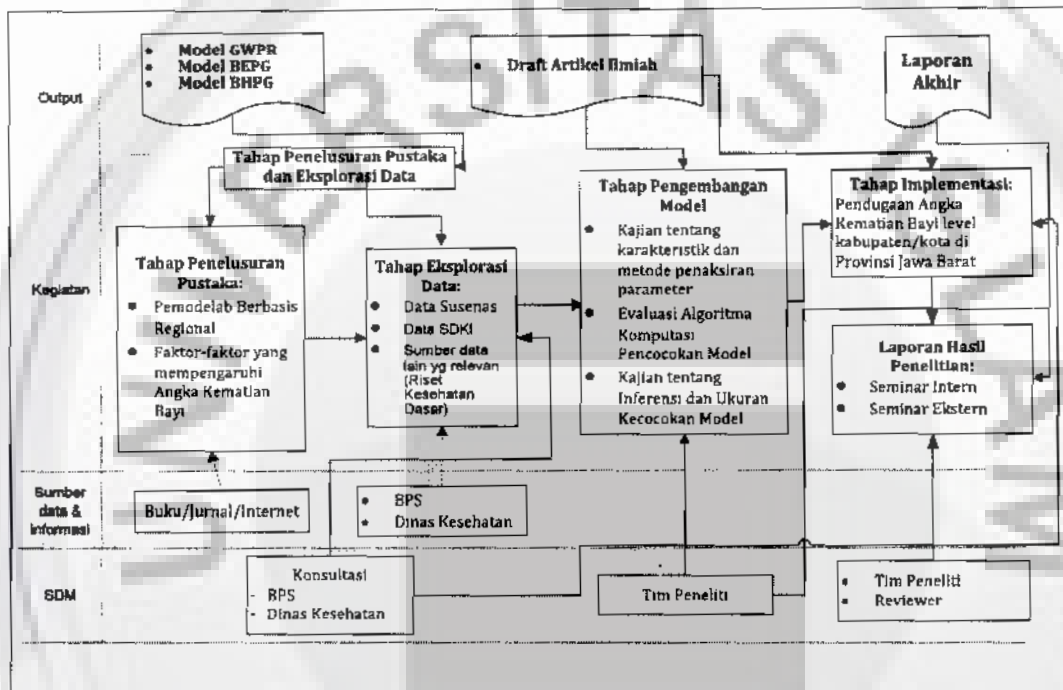
proses simulasi dengan tujuan untuk mempelajari sifat-sifat atau perilaku dari parameter yang berada di dalam model. Peralatan lain yang dibutuhkan untuk mendukung kegiatan penelitian media penyimpan data yang berkapasitas besar. Hal ini diperlukan karena data yang dikumpulkan berukuran besar, dan juga untuk keperluan penyimpanan dokumentasi hasil penelitian.

4.2 Variabel Penelitian

Sejumlah variabel yang akan digunakan dalam penelitian ini merupakan variabel yang dianggap mempengaruhi Angka Kematian Bayi. Variabel respons yang diamati adalah variabel BM, yaitu jumlah kematian bayi (berumur kurang 1 tahun) pada satu tahun tertentu di daerah (kabupaten/kota) tertentu. Sedangkan variabel LH merupakan variabel yang menyatakan jumlah kelahiran hidup pada satu tahun tertentu di daerah tertentu. Kemudian, terdapat 10 variabel prediktor yang akan diamati dalam penelitian ini, yaitu:

- NAKES = Persentase persalinan yang ditolong bukan oleh tenaga kesehatan adalah persentase ibu bersalin di suatu wilayah dalam kurun waktu tertentu, pertolongan persalinan oleh tenaga profesional: dokter spesialis kebidanan, dokter umum, bidan, pembantu bidan, pembantu bidan dan perawat bidan.
- KNI = Perentase ibu yang tidak melakukan kunjungan bayi. Kunjungan anak usia kurang dari satu tahun(29 hari-11 bulan) untuk mendapatkan pelayanan
- MSKN = Persentase penduduk miskin.
- ASI = Persentase bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif, dimana ASI eksklusif adalah pemberian ASI saja tanpa makanan dan minuman lain sampai bayi berusia 6 bulan.
- RIST = Persentase ibu hamil risti, dimana ibu hamil risti adalah ibu hamil dengan keadaan penyimpangan dari normal yang secara langsung menyebabkan kesakitan dan kematian bagi ibu maupun bayinya.
- POSY = Persentase rasio ketersediaan POSYANDU terhadap penduduk.
- RSHT = Persentase rumah tidak sehat. Bangunan rumah tinggal yang memenuhi syarat kesehatannya itu memiliki jamban sehat, tempat pembuangan sampah, sarana air bersih, sarana pembuangan air limbah, ventilasi baik, kepadatan hunian rumah sesuai dan lantai rumah tidak dari tanah.

- PEND = Pendidikan terakhir yang ditempuh oleh ibu (dihitung dalam tahun).
- K1 = Persentase ibu hamil yang tidak melakukan kunjungan untuk mendapatkan pelayanan kesehatan oleh tenaga kesehatan profesional (dokter spesialis kandungan dan kebidanan, dokter umum, bidan dan perawat) selama masa kehamilannya. **17 6181**
- RTKS = Rasio ketersediaan tenaga kesehatan profesional dan tenaga kesehatan masyarakat terhadap penduduk.



Gambar 4.1 Tahapan Penelitian

4.3 Wilayah Penelitian

Wilayah atau area penelitian adalah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat yang meliputi 25 kabupaten/kota. Oleh karena data yang digunakan adalah SUSENAS 2007 dan SDKI 2010, maka Kabupaten Bandung Barat belum dijadikan objek penelitian. Adapun daftar kabupaten/kota yang dijadikan objek penelitian bersamaan dengan data kependudukan (seperti luas wilayah, banyaknya kecamatan, populasi, kepadatan penduduk, jumlah lahir hidup, serta jumlah bayi mayi) di Provinsi Jawa Barat disajikan pada Tabel 4.1.

Tabel 4.1

Data Kependudukan Provinsi Jawa Barat

No.	Kabupaten/Kota	Luas Wilayah	Kec.	Populasi	Kepadatan Penduduk	Jumlah Lahir Hidup	Jumlah Bayi Mati
1	KAB. BOGOR	26,639	40	4,316,236	1.620	88.633	174
2	KAB. SUKABUMI	412,799	47	2,258,253	547	49.220	109
3	KAB. CIANJUR	350,249	30	2,149,121	614	45.874	189
4	KAB. BANDUNG	163,937	30	3,038,038	1.853	67.541	114
5	KAB. GARUT	306,688	42	2,429,167	792	35.629	312
6	KAB. TASIKMALAYA	256,335	39	1,792,092	699	33.318	340
7	KAB. CIAMIS	255,909	36	1,586,076	620	28.158	347
8	KAB. KUNINGAN	116,826	32	1,140,777	976	55.434	107
9	KAB. CIREBON	99,036	40	2,162,644	2.184	41.684	413
10	KAB. MAJALENGKA	120,424	23	1,204,379	1.000	19.274	345
11	KAB. SUMEDANG	152,221	26	1,112,336	731	18.592	134
12	KAB. INDRAMAYU	20,403	31	1,795,372	880	29.359	328
13	KAB. SUBANG	205,176	22	1,459,077	711	29.003	170
14	KAB. PURWAKARTA	97,172	17	798.272	822	18.299	86
15	KAB. KARAWANG	175,327	30	2,073,356	1.183	50.049	196
16	KAB. BEKASI	127,388	23	2,032,008	1.595	52.223	190
17	KAB. BANDUNG BARAT	130,577	15	1,493,225	1.144		
18	KOTA BOGOR	11,869	6	866.034	7.297	19.335	28
19	KOTA SUKABUMI	4,981	7	300.694	6.037	6.659	39
20	KOTA BANDUNG	1,681	30	2,364,312	14.065	36.122	134
21	KOTA CIREBON	3,736	5	290.450	7.774	5.372	85
22	KOTA BEKASI	21,049	12	2,084,831	9.905	38.578	89
23	KOTA DEPOK	21,224	6	1,412,772	6.656	27.131	115
24	KOTA CIMAHU	4,026	3	518.985	12.891	9.729	60
25	KOTA TASIKMALAYA	17,779	8	624.478	3.512	13.100	104
26	KOTA BANJAR	11,431	4	180.744	1.581	4.165	69
JAWA BARAT		35,533.89	604	41,483,729	1.167	822.481	4.277

4.4 Tahapan Penelitian

Secara umum penelitian ini dirancang untuk dapat diselesaikan dalam 2 (dua) tahun yang terbagi ke dalam 3 (tiga) tahapan dengan sistematika penelitian seperti yang dijelaskan pada Gambar 1. Pada masing-masing tahun terdapat tiga kegiatan utama yang akan dilaksanakan, yaitu tahap persiapan dan perencanaan, tahap pelaksanaan penelitian, serta tahap diseminasi hasil penelitian. Adapun rincian kegiatan untuk masing-masing tahun kegiatan adalah sebagai berikut:

4.4.1 Kegiatan Tahun Pertama

Seperti yang sudah dijelaskan bahwa pada tahun pertama terdapat tiga kegiatan utama yang akan dilakukan, yaitu tahap persiapan dan perencanaan, tahap pelaksanaan penelitian, serta tahap diseminasi hasil penelitian dengan rincian sebagai berikut:

1. Tahap Persiapan dan Perencanaan. Kegiatan pada tahap awal ini meliputi kegiatan tentang koordinasi tim peneliti menyangkut pembagian tugas anggota tim peneliti, penelusuran kepustakaan yang relevan, serta melakukan eksplorasi metodologi penelitian.
2. Tahap Pelaksanaan Penelitian. Pada tahap ini kegiatan difokuskan pada eksplorasi dan analisis data tahap awal, mengkaji terhadap model berbasis geografis yang sudah ada, mengembangkan model berbasis geografis terutama yang berkaitan dengan pemilihan fungsi pembobot atau kernel dan penentuan ukuran ketetanggaan yang bersesuaian dengan fungsi kernel yang dipilih, menyusun rencana program komputasi untuk keperluan simulasi, serta pengolahan dan analisis data hasil simulasi.
3. Tahap Diseminasi Hasil Penelitian. Pada tahap ini kegiatan utama difokuskan untuk menyusun laporan hasil penelitian, baik untuk keperluan penyusunan laporan kemajuan serta laporan akhir, serta menyusun draft artikel ilmiah untuk dipublikasikan dalam seminar/konferensi atau jurnal.

4.4.2 Kegiatan Tahun Kedua

Seperti halnya kegiatan pada tahun pertama, kegiatan pada tahun kedua juga terdapat tiga kegiatan utama yang akan dilakukan, yaitu tahap persiapan dan perencanaan, tahap pelaksanaan penelitian, serta tahap diseminasi hasil penelitian dengan rincian sebagai berikut:

1. Tahap Persiapan dan Perencanaan. Kegiatan pada tahap awal ini meliputi kegiatan tentang koordinasi tim peneliti menyangkut pembagian tugas anggota tim peneliti, penelusuran kepustakaan yang relevan, serta melakukan eksplorasi metodologi dan

data penelitian. Pada tahun kedua ini difokuskan juga untuk mengeksplorasi data Susenas dan SDKI khususnya untuk variabel yang berhubungan dengan data kesehatan. Selanjutnya akan dipelajari pula distribusi data, keterkaitan antar variabel baik dari data Susenas maupun data pendukung lainnya.

2. Tahap Pelaksanaan Penelitian. Pada tahap ini kegiatan difokuskan pada eksplorasi dan analisis data tahap awal, mengkaji masalah overdispersi pada model regresi diskrit, mengembangkan model berbasis geografis terutama yang berkaitan dengan penanganan masalah overdispersi, menyusun rencana program komputasi untuk keperluan simulasi, serta pengolahan dan analisis data hasil simulasi. Pada tahap ini juga akan dilakukan penerapan model regresi Poisson berbasis geografis (GWPR) untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi angka kematian bayi tingkat kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat.
3. Tahap Diseminasi Hasil Penelitian. Pada tahap ini kegiatan utama difokuskan untuk menyusun laporan hasil penelitian, baik untuk keperluan penyusunan laporan kemajuan serta laporan akhir, serta menyusun draft artikel ilmiah untuk dipublikasikan dalam seminar/konferensi atau jurnal.

Bab 5

Hasil dan Pembahasan

Pada tahun pertama kegiatan penelitian difokuskan pada eksplorasi dan analisis data tahap awal, mengkaji terhadap model berbasis geografis yang sudah ada, mengembangkan model berbasis geografis terutama yang berkaitan dengan pemilihan fungsi pembobot atau kernel dan penentuan ukuran ketetanggaan yang bersesuaian dengan fungsi kernel yang dipilih, menyusun rencana program komputasi untuk keperluan simulasi, serta pengolahan dan analisis data hasil simulasi.

5.1 Pengembangan Model Berbasis Geografis

Sebagaimana yang telah dibahas pada bagian sebelumnya diketahui bahwa model GWR merupakan model berbasis regional untuk data atau variabel respons yang berbentuk kontinu, khususnya yang mengikuti distribusi normal. Model GWR tersebut kemudian dikembangkan untuk data dengan variabel respons yang berbentuk diskrit, khususnya yang berbentuk data cacahan (*count data*). Data diskrit yang berbentuk data cacahan ini pada umumnya diasumsikan mengikuti distribusi Poisson, sehingga model yang dapat digunakan untuk memodelkan data cacahan seperti itu adalah model *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR). Model GWPR menghasilkan penaksir parameter model yang bersifat lokal untuk setiap titik atau lokasi dimana data tersebut dikumpulkan Model GWPR dapat ditulis sebagai berikut pada persamaan

$$\mu_i = \exp(x_i^T \beta(U_i)) \quad \dots (5.1)$$

dimana

$$x_i = (1 \quad x_{1i} \quad x_{2i} \quad \dots \quad x_{pi})^T$$

$$\beta(U_i) = (\beta_0(U_i) \quad \beta_1(U_i) \quad \beta_2(U_i) \quad \dots \quad \beta_p(U_i))^T$$

$U_i = (u_i, v_i)$ merupakan koordinat (lintang, bujur) lokasi ke- i

Penaksiran parameter model GWPR dapat dilakukan dengan menggunakan metode *maximum likelihood estimation* (MLE). Penaksir parameter diperoleh dengan

memaksimumkan fungsi log-likelihoodnya dengan cara menurunkannya terhadap $\beta^T(U_i)$, kemudian hasilnya disamakan dengan dengan nol. Persamaan tersebut merupakan persamaan yang berbentuk implisit sehingga untuk menyelesaikan permasalahan tersebut digunakan suatu prosedur iterasi numerik yaitu dengan menggunakan metode Iteratively *Reweighted least Square* (IRWLS). Penaksir parameter model GWPR adalah sebagai berikut:

$$\beta^{(m+1)}(U_i) = (X^T W(U_i)^{(m)} A(U_i)^{(m)} X)^{-1} (X^T W(U_i)^{(m)} A(U_i)^{(m)} z(u_i)^{(m)}) \quad \dots (5.2)$$

dimana:

X : matrik prediktor, dinotasikan sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} 1 & x_{1,1} & \dots & x_{k,1} \\ 1 & x_{1,2} & \dots & x_{k,2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1,n} & \dots & x_{k,n} \end{bmatrix}$$

$W(U_i)$: matrik pembobot, dinotasikan sebagai berikut:

$$W(U_i) = \text{diag} [w_{i1} w_{i2} \dots w_{in}]$$

$A(U_i)^{(m)}$: matrik pembobot varians yang berhubungan dengan *Fisher scoring* untuk setiap lokasi i, dinotasikan sebagai berikut:

$$A(U_i) = \text{diag} [\hat{y}_1(\beta^{(m)}(U_i)) \hat{y}_2(\beta^{(m)}(U_i)) \dots \hat{y}_n(\beta^{(m)}(U_i))]^{-2}$$

Dan (u_i) : vektor *adjusted* dari variabel respon, didefinisikan sebagai berikut:

$$z^{(m)}(U_i) = (z_1^{(m)}(U_i), z_2^{(m)}(U_i), \dots, z_n^{(m)}(U_i))^t$$

$$z_j^{(m)}(U_i) = \left\{ \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) + X_i^T \hat{\beta}^{(m)}(U_i) \right\}$$

$$z_j^{(m)}(U_i) = \left\{ \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) + \left(\beta_0^{(m)}(U_i) + \sum_k^K \beta_k^{(m)}(U_i) x_{k,j} \right) \right\}$$

$$z_j^{(m)}(U_i) = \left\{ \eta_j \beta^{(m)}(U_i) + \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) \right\}$$

Pengujian kelayakan model yang diperoleh dari estimasi parameter, dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test (MLRT)* dengan melakukan pengujian hipotesis berikut:

$H_0 : \beta_k(u_i, v_i) = \beta_k, k = 1, 2, \dots, p$ (tidak ada perbedaan yang signifikan antara model regresi Poisson dan GWPR)

melawan

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 model regresi Poisson dan GWPR).

Adapun statistik uji yang digunakan untuk menguji hipotesis di atas adalah dengan menggunakan statistik uji rasio kemungkinan yang dinyatakan dalam persamaan berikut:

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\alpha})} \right) \dots (5.3)$$

$D(\hat{\beta})$ disebut juga sebagai statistic rasio likelihood, dimana statistik ini merupakan pendekatan dari distribusi χ^2 dengan derajat bebas $(n - k - 1)$ dibawah model yang sedang diamati adalah benar, $D(\hat{\beta})$ disebut juga sebagai statistik rasio likelihood. Pengujian kesesuaian model GWPR regresi Poisson dinyatakan dengan model A dengan derajat bebas df_A dan model GWPR dinyatakan dengan model B dengan derajat bebas df_B maka:

$$F_{hit} = \frac{\text{Devians Model B} / df_A}{\text{Devians Model B} / df_B} \dots (5.4)$$

Kriteria pengujianya adalah tolak H_0 apabila $F_{hit} > F_{(\alpha; df_A; df_B)}$

Pengujian parameter model dilakukan dengan menguji parameter secara parsial. Pengujian ini untuk mengetahui parameter mana saja yang signifikan mempengaruhi variabel responnya. Bentuk hipotesisnya adalah sebagai berikut:

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

$$H_1: \beta_k(u_i, v_i) \neq 0; k = 1, 2, \dots, p$$

Dalam pengujian hipotesis di atas dapat digunakan statistic uji sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\beta}_k(u_i)}{se(\hat{\beta}_k(u_i))} \quad \dots (5.5)$$

Kriteria pengujiannya adalah tolak H_0 jika $|t_{hit}| > t_{\frac{\alpha}{2}; n-(p+1)}$.

Pada analisis spasial, penaksiran parameter pada suatu titik (u_i, v_i) akan lebih dipengaruhi oleh titik-titik yang dekat dengan lokasi (u_i, v_i) dari pada titik-titik yang lebih jauh. Oleh karena itu pemilihan pembobot spasial yang digunakan dalam menaksir parameter pada persamaan menjadi sangat penting. Bobot yang digunakan adalah fungsi kernel dirumuskan berikut:

$$w_j(u_i, v_i) = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{G}\right)^2\right)^2, & \text{untuk } d_{ij} \leq G; \\ 0, & \text{untuk } d_{ij} > G \end{cases} \quad \dots (5.6)$$

Selanjutnya, untuk mendapatkan model yang terbaik maka sejumlah model harus dievaluasi. Metode yang digunakan untuk memilih bandwidth optimum dan model terbaik untuk GWPR adalah dengan menggunakan metode *AIC (Akaike's Information Criterion)*, dengan rumus sebagai berikut:

$$AIC = D(G) + 2K(G) \quad \dots (5.7)$$

dimana:

$$D(G) = \sum_i^N (y_i \log \hat{y}_i(\beta(u_i), G) / y_i + (y_i - \hat{y}_i(u_i, G)))$$

$K(G)$ = jumlah parameter dalam model dengan *bandwidth* (G).

5.2 Pemilihan *Bandwidth*

Bandwidth dapat dianalogikan sebagai radius suatu lingkaran, sehingga sebuah titik yang berada didalam radius lingkaran masih dianggap memiliki pengaruh. *Bandwidth* digunakan sebagai pengontrol keseimbangan antara kesesuaian kurva terhadap data dan kemulusan data. Nilai *bandwidth* yang cukup besar akan menyebabkan bias yang semakin besar karena model yang dibentuk terlalu halus (*oversmoothing*). Nilai *bandwidth* yang semakin besar menyebabkan model GWR akan mendekati model global. Sebaliknya, nilai *bandwidth* yang sangat kecil akan memberikan bentuk penyesuaian yang sangat kasar (*undersmoothing*) sehingga variansnya cukup besar.

Terdapat beberapa metode yang dapat digunakan untuk mendapatkan *bandwidth* optimum, salah satu kriteria untuk mendapatkan *bandwidth* optimum adalah dengan meminimumkan. Jumlah kuadrat *error* dari h dapat ditulis sebagai berikut:

$$SSE(h) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i(h))^2 \quad (5.8)$$

dengan y_i : nilai observasi dari variabel respon ke- i , serta $\hat{y}_i(h)$ merupakan nilai penaksir y_i dimana pengamatan di lokasi (u_i, v_i) dimasukkan dalam proses penaksiran.

Untuk mendapatkan nilai h adalah dengan meminimumkan persamaan di atas. Namun jika h terlalu besar maka pembobotnya adalah semua lokasi penelitian kecuali lokasi i itu sendiri sehingga pembobotnya dapat diabaikan dan dugaan nilai observasi (y_i) cenderung nilainya sama dengan nilai observasi itu sendiri ($\hat{y}_i(h) \rightarrow y_i$) (Chasco, 2007). Solusi untuk permasalahan dilakukan pendekatan *Cross Validation* (CV) yaitu dengan mengabaikan nilai observasi ke- i dalam menaksir (y_i) pada model. Secara matematis nilai CV dapat ditulis sebagai berikut:

$$CV = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{*i}(h))^2 \quad (5.9)$$

dengan $\hat{y}_{*i}(h)$: nilai penaksir y_i (*fitting value*) dimana pengamatan di lokasi (u_i, v_i) dihilangkan dalam proses penaksiran

Untuk mendapatkan nilai *Cross Validation* yang optimum dilakukan melalui proses iterasi, sampai didapatkan nilai CV yang minimum.

Metode lainnya untuk menghitung *bandwidth* adalah dengan melakukan penggabungan antara *goodness of fit* dan derajat bebas untuk meminimumkan *Akaike Information Criteria* (AIC). AIC untuk model GWR dapat didefinisikan sebagai:

$$AIC_c = 2n \log_e(\hat{\sigma}) + n \log_e(2\pi) + n \left\{ \frac{n + tr(S)}{n - 2 - tr(S)} \right\} \quad (5.10)$$

Dengan n adalah ukuran sampel, $\hat{\sigma}$ standar deviasi error dari parameter yang diestimasi dan $tr(S)$ adalah *trace* dari *hat matrix*. Metode AIC merupakan metode yang lebih umum daripada metode *Cross Validation* karena dapat digunakan untuk menentukan *bandwidth* pada GWR dengan data yang berdistribusi *poisson* dan GWR pada data logistik. Metode

AIC juga dapat digunakan untuk menentukan *bandwidth* optimum, dengan *bandwidth* dengan nilai AIC terkecil dapat digunakan dalam estimasi model parameter. Selain itu, model AIC dapat digunakan untuk mengetahui apakah model dengan GWR lebih baik dari pada model pada regresi global. Hal ini dapat dilihat dari perbedaan derajat bebas dari kedua model tersebut. Model AIC dapat memberikan informasi jarak dari kedua model yang akan dibandingkan. Dalam hal ini, jarak yang digunakan bukan merupakan jarak yang absolut tapi merupakan jarak yang relatif yang disebut *Kullback-Leibler information distance*. Dua model yang terpisah dapat dibandingkan jika perbedaan dari dua nilai AIC lebih kecil dari 3. (Martin Charlton & Fotheringham, 2009)

Kriteria lainnya untuk menentukan nilai *bandwidth* adalah dengan *Bayesian Information Criterion* (BIC) kriteria ini banyak digunakan dalam literature oleh Nakaya (2002) yang mengacu pada *Schwartz Information Criterion* (SIC) (Schwartz 1978). BIC didefinisikan sebagai berikut:

$$BIC = -2 \log_e(L) + k \log_e(n) \quad (5.11)$$

dengan L adalah fungsi *likelihood*, k adalah jumlah parameter dan n adalah ukuran sampel. Model BIC berasal dari model Bayesian dengan setiap number diskrit dari masing-masing model kandidat mempunyai probability prior. Tidak seperti model AIC, BIC tidak digunakan sebagai estimasi dalam *Kullback-Leibler information distance*. Metode BIC mengacu pada *Schwartz Information Criterion* yang memberikan ide memperbanyak variabel *bandwidth* untuk model non parametric. Dalam penelitian ini, kriteria *bandwidth* yang akan digunakan adalah metode *Cross Validation* (CV), dan metode *Akaike Information Criteria* (AIC).

5.3 Pemilihan Fungsi Pembobot (*Weight*)

Dalam analisis regresi global, setiap observasi mempunyai bobot yang sama yaitu $w_{ij} = 1$ untuk setiap i, j . Sedangkan proses pembobotan dalam penaksiran parameter model GWR mengikuti *Tobler's First Law of Geography*, yaitu data yang lebih dekat dengan lokasi i akan mempunyai pengaruh yang lebih kuat dalam memprediksi parameter di lokasi ke i dibandingkan data yang lebih jauh. Salah satu metode untuk menentukan bobot adalah fungsi invers jarak, dengan fungsi invers jarak adalah $\frac{1}{d_{ij}}$ mewakili pembobot antar lokasi

(u_i, v_i) dan lokasi (u_j, v_j) dimana $d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2}$ adalah jarak *Euclidian* antara

lokasi (u, v_i) dan lokasi (u_j, v_j) . Salah satu kelemahan dari fungsi invers jarak ini adalah tidak bisa digunakan untuk pembobot untuk dirinya sendiri karena akan menghasilkan pembobot yang tak terhingga, diskontinu. Pembobot ini dapat ditulis:

$$w_j(u, v_i) = \begin{cases} 1, & \text{jika } d_{ij} \leq r \\ 0, & \text{jika } d_{ij} > r \end{cases} \quad (5.12)$$

5.3.1 Fungsi Pembobot Kernel Fix

Secara umum fungsi kernel terdiri dari dua macam, yaitu: fungsi kernel fix dan fungsi kernel adaptif. Fungsi fix memiliki nilai *bandwidth* yang telah optimum dan digunakan untuk seluruh pengamatan. Untuk sampel yang sudah cukup teratur dalam daerah penelitian, maka fungsi kernel dengan *bandwidth* tetap adalah pilihan yang tepat untuk estimasi parameter.

Untuk mengatasi masalah diskontinu pada fungsi invers jarak adalah dengan membuat bobot w_j sebagai fungsi yang kontinu dari d_{ij} , sehingga bobot dapat dituliskan dalam fungsi sebagai berikut:

$$w_j(u, v_i) = \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{h}\right)^2\right) \quad (5.13)$$

dengan d_{ij} : jarak antar lokasi (u, v_i) ke lokasi (u_j, v_j)

h : parameter non negatif yang diketahui dan biasanya disebut parameter penghalus (*bandwidth*)

Model pembobotan pada Persamaan (6.7) disebut fungsi kernel (*Gaussian Weighting Function*). Fungsi kernel Gauss akan memberikan bobot yang semakin kecil mengikuti kurva *Gaussian* dengan bertambahnya jarak antara d_{ij} . Oleh karena itu, fungsi kernel Gauss digunakan untuk mengestimasi parameter dalam model GWR jika fungsi jarak adalah fungsi yang kontinu dan monoton turun. Metode alternatif dari fungsi kernel adalah fungsi *bisquare*. Fungsi kernel *bisquare* secara matematis dapat dituliskan sebagai berikut:

$$w_j(u, v_i) = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{h}\right)^2\right)^2, & \text{untuk } d_{ij} \leq h \\ 0, & \text{untuk } d_{ij} > h \end{cases} \quad (5.14)$$

Pembobotan pada persamaan di atas disebut juga *near-Gaussian weighting functions*.

5.3.2 Fungsi Pembobot Kernel Adaptif

Untuk sampel data tidak teratur, model regresi lokal hanya akan meregresikan beberapa data saja sehingga akan menyebabkan parameter yang diestimasi mempunyai standar *error* yang besar dan hasil estimasinya menjadi *undersmoothed*. Untuk menyelesaikan masalah ini spasial kernel dalam GWR harus dapat beradaptasi dengan variasi dari jarak untuk masing-masing data, jadi kernel harus memiliki *bandwidth* yang besar ketika pola data menyebar (tidak teratur) dan memiliki *bandwidth* yang kecil ketika data sampel yang teratur. Oleh karena itu, jika sampel tidak teratur (*clustered*), maka gunakan fungsi kernel adaptif. Fungsi kernel adaptif memiliki nilai *bandwidth* yang berbeda-beda untuk setiap pengamatan. Dalam fungsi kernel adaptif, nilai *bandwidth* ini akan meningkat apabila titik sampel sedikit (jarang), dan menurun apabila titik sampel padat. (Marthin Carlton, 2009). Fungsi pembobotan dengan menggunakan pembobot kernel adaptif adalah pembobot kernel adaptif *gaussian* dan pembobot kernel adaptif *bisquare*. Secara matematis pembobot kernel adaptif *gaussian* dapat dituliskan sebagai berikut:

$$w_j(u, v) = \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{h_i}\right)^2\right) \quad (5.15)$$

Sedangkan pembobot kernel adaptif *bisquare* dituliskan sebagai berikut:

$$w_j(u, v) = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{h_i}\right)^2\right)^2, & \text{untuk } d_{ij} \leq h_i \\ 0, & \text{untuk } d_{ij} > h_i \end{cases} \quad (5.16)$$

Data dalam penelitian ini, baik variabel bebas maupun dalam variabel tidak bebas setelah dipetakan penyebarannya tidak merata.

5.4 Hasil Eksplorasi Data Melalui Model Efek Global

Tahap pertama yang dilakukan dalam penelitian ini adalah memodelkan data dengan menggunakan model regresi Poisson biasa. Tujuan dari pemodelan ini adalah untuk melihat efek global dari faktor-faktor yang mempengaruhi angka kematian bayi tingkat kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Efek global yang dimaksud di sini adalah tanpa memperhatikan efek loka secara geografis.

Hasil pemodelan melalui regresi Poisson ini disajikan pada Tabel 4.1 yang menunjukkan bahwa dari 10 buah variabel yang diamati terdapat enam buah variabel yang secara signifikan berpengaruh terhadap angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat. Hal ini terlihat dari nilai p-

value berdasarkan statistik chi-kuadrat Wald yang kurang dari 0.05. Keenam variabel tersebut adalah perentase ibu yang tidak melakukan kunjungan bayi. Kunjungan anak usia kurang dari satu tahun(29 hari-11 bulan) untuk mendapatkan pelayanan (KNI), persentase penduduk miskin (MSKN), persentase bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif (ASI), persentase rasio ketersediaan POSYANDU terhadap penduduk (POSY), persentase rumah tidak sehat (RSHT), serta persentase ibu hamil yang tidak melakukan kunjungan untuk mendapatkan pelayanan kesehatan oleh tenaga kesehatan profesional (dokter spesialis kandungan dan kebidanan, dokter umum, bidan dan perawat) selama masa kehamilannya (K1).

Tabel 5.1
Hasil pemodelan efek global melalui model regresi Poisson

Parameter	Penaksir	Galat Baku	95% Selang Kepercayaan		Wald Chi-Square	p-value
Intersep	-11.3594	0.6094	12.5538	-10.1651	347.49	<.0001
NAKES	0.0790	0.1000	-0.1171	0.275	0.62	0.4299
KNI	0.0424	0.0081	0.0265	0.0583	27.32	<.0001
MSKN	0.0449	0.0104	0.0246	0.0652	18.74	<.0001
ASI	0.0402	0.0085	0.0236	0.0569	22.37	<.0001
RISTI	-0.0615	0.0344	-0.1289	0.0059	3.2	0.0736
POSY	0.0103	0.0035	0.0034	0.0172	8.65	0.0033
RSHT	0.014	0.0042	0.0057	0.0222	10.93	0.0009
PEND	-0.0042	0.0048	-0.0137	0.0052	0.77	0.3816
K1	0.2317	0.0837	0.0677	0.3957	7.67	0.0056
RTKS	0.0043	0.0047	-0.0049	0.0135	0.85	0.3572

Sementara itu empat variabel lainnya, seperti persentase persalinan yang ditolong bukan oleh tenaga kesehatan (NAKES), Persentase ibu hamil risti, dimana ibu hamil risti adalah ibu hamil dengan keadaan penyimpangan dari normal yang secara langsung menyebabkan kesakitan dan kematian bagi ibu maupun bayinya. (RISTI), Pendidikan terakhir yang ditempuh oleh ibu (PEND), serta rasio ketersediaan tenaga kesehatan profesional dan tenaga kesehatan masyarakat terhadap penduduk (RTKS), adalah variabel-variabel yang tidak signifikan secara statistik dalam mempengaruhi angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat.

5.5 Hasil-hasil Model Efek Lokal Melalui Model GWPR

Diasumsikan bahwa jumlah kematian bayi level kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat merupakan data cacahan yang mengikuti distribusi Poisson. Dengan demikian langkah selanjutnya adalah memodelkan data dengan menggunakan pendekatan model GWPR.

Langkah-langkah untuk membangun model ini adalah dengan memilih bandwidth (G) optimum, menentukan matrik pembobot, penaksiran parameter dan pengujian hipotesis. Dengan menggunakan kriteria AIC didapatkan bandwidth optimum adalah pada *nearest neighbour* (q) = 33. Untuk setiap lokasi pusat akan diperoleh nilai bandwidth optimum yang berbeda-beda tergantung pada jarak euclidian dengan tetangga terdekat (q) ke-33. Pada lokasi pusat yang memiliki wilayah geografis yang semakin luas maka akan memiliki bandwidth yang semakin besar pula, karena jarak euclidian dengan tetangga terdekat yang semakin besar. Penaksiran parameter model GWPR diperoleh dengan memasukkan pembobot spasial dalam perhitungannya dengan menggunakan metode *iteratively reweighted least square* (IRWLS).

Tabel 3 menampilkan hasil-hasil pemodelan GWPR, khususnya yang berkaitan dengan nilai penaksir terbesar dan terkecil pada setiap kabupaten/kota yang diamati bersamaan dengan nilai rata-rata, simpangan baku, nilai maksimum dan minimum untuk setiap penaksir di masing-masing kabupaten/kota, serta rentangnya.

Tabel 3
Ringkasan statistik penaksir parameter model GWPR

Parameter	Rata-rata	Simpangan Baku	Penaksir		Rentang
			Max	Min	
Intersep	2.8472	0.1271	3.0826	2.7374	0.3452
NAKES	0.146	0.0804	0.1301	-0.22	0.3501
KN1	0.294	0.3573	0.2921	-0.678	0.9704
MSKN	0.049	0.2542	0.3914	-0.391	0.7825
ASI	0.287	0.0783	-0.164	-0.467	0.3031
RISTI	0.1472	0.105	0.3178	0.011	0.3068
POSY	0.261	0.124	0.4629	-0.028	0.4911
RSHT	0.0282	0.1123	0.3088	-0.135	0.4437
PEND	-0.748	-0.034	-0.278	0.164	-0.4420
K1	0.349	0.5581	0.2141	0.1007	0.1130
RTKS	0.0262	0.0825	0.0456	0.0117	0.0339

Selanjutnya adalah melakukan pengujian statistik untuk mengetahui ada tidaknya perbedaan antara parameter yang berada dalam model GWPR dengan parameter dari model global yang diperoleh melalui regresi Poisson, dimana hipotesisnya dirumuskan sebagai berikut:

$$H_0: \beta_k(u_i, v_i) = \beta_k, \text{ untuk } k = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1: \beta_k(u_i, v_i) \neq \beta_k, \text{ untuk } k = 1, 2, \dots, p$$

Dalam hal ini $\beta_k(u_i, v_i)$ adalah parameter ke- k untuk model GWPR dan β_k adalah parameter model regresi Poisson. Statistik uji yang digunakan untuk keperluan pengujian ini adalah statistik uji F yang merupakan rasio antara nilai devians yang diperoleh dari model regresi Poisson dengan nilai devians yang diperoleh dari model GWPR, yang hasilnya disarikan pada Tabel 4.

Berdasarkan hasil ringkasan nilai devians dan statistik F yang diberikan Tabel 4, diperoleh nilai devians untuk model regresi Poisson dan model GWPR masing-masing adalah 425.1266 dan 398.3365, dan masing-masing mempunyai derajat bebas 14 dan 10, sehingga menghasilkan nilai F sebesar 1,0672. Dengan menggunakan tingkat signifikansi sebesar 0.05 diperoleh nilai $F_{(0.05, 14, 10)} = 2.60$. Oleh karena nilai $F = 1.0672$ lebih kecil dibandingkan $F_{(0.05, 14, 10)} = 2.60$, maka dapat dikatakan bahwa berdasarkan data tidak cukup bukti untuk menyatakan terdapat perbedaan antara parameter dari model regresi Poisson maupun model GWPR.

Tabel 4
Ringkasan nilai devians dan statistik uji F

Model	Devians	db	Devians/db	F
Regresi Poisson	425.1266	14	30.3662	1.0672
GWPR	398.3365	10	28.4526	

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model secara parsial dimaksudkan untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap besarnya jumlah kematian bayi setiap lokasi, yaitu dalam hal ini di setiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Perlu dijelaskan kembali bahwa walaupun hasil pengujian signifikansi parameter untuk model regresi Poisson menunjukkan bahwa hanya terdapat enam (dari sepuluh variabel yang diamati) yang signifikan secara statistik terhadap jumlah kematian bayi, akan tetapi dalam keperluan pemodelan GWPR seluruh variabel yang diamati tetap dianalisis.

Sebagai contoh, misalkan akan diuji lokasi pertama, yaitu Kabupaten Bogor, sedangkan variabel yang akan diuji adalah variabel NAKES (variabel yang menyatakan Persentase persalinan yang ditolong bukan oleh tenaga kesehatan), maka bentuk pengujian hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0: \beta_{(NAKES)}(u_1, v_1) = 0 \text{ melawan } H_1: \beta_{(NAKES)}(u_1, v_1) \neq 0$$

Hipotesis nol di atas mempunyai makna bahwa parameter $\beta_{(NAKES)}(u_1, v_1)$ yang merupakan parameter yang berhubungan dengan variabel NAKES merupakan parameter yang tidak signifikan terhadap jumlah kematian bayi di Kabupaten Bogor. Hipotesis tersebut diuji

dengan menggunakan statistik uji T , dimana berdasarkan hasil perhitungan diperoleh nilai $T = 1.5408$. Apabila nilai tersebut dibandingkan dengan nilai T untuk taraf signifikansi sebesar 5% dan pada derajat bebas $db = 14$, maka diperoleh $T_{(0.025, 14)} = 2.145$, maka tentu saja akan diperoleh hasil pengujian hipotesis statistik yang tidak signifikan, karena $T = 1.5408 < T_{(0.025, 14)} = 2.145$. Hal ini menunjukkan bahwa variabel NAKES bukan merupakan variabel atau faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi yang terjadi Kabupaten Bogor. Hasil ini juga mempunyai makna bahwa variabel NAKES belum tentu bukan merupakan variabel yang secara statistik berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi di kabupaten/kota lainnya di Provinsi Jawa Barat.

Tabel 5
Faktor-faktor yang berpengaruh menurut Kabupaten/Kota

No	Kabupaten/Kota	Variabel Signifikan	No	Kabupaten/Kota	Variabel Signifikan
A	KAB. BOGOR	ASI	C	KAB. CIAMIS	NAKES RISTI ASI KI RSHT
	KAB. TASIKMALAYA	MSKN		KAB. KUNINGAN	
	KAB. SUBANG	K1 RSHT		KAB. MAJALENGKA	
B	KAB. PURWAKARTA	ASI KI KN1 PEND		KAB. SUMEDANG	
	KOTA BOGOR			KAB. INDRAMAYU	
	KOTA SUKABUMI			KOTA DEPOK	
	KOTA CIREBON			D	
	KOTA CIMAHI		KAB. CIANJUR		
	KOTA TASIKMALAYA		KAB. BANDUNG		
	KOTA BANJAR		KAB. GARUT		
	KAB. CIREBON				
	KAB. KARAWANG				
	KAB. BEKASI				
	KOTA BANDUNG				
	KOTA BEKASI				

Hasil lainnya, misalnya adalah untuk menguji signifikansi dari faktor atau variabel ASI (yaitu variabel yang menyatakan persentase bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif) masih untuk Kabupaten Bogor. Berdasarkan hasil perhitungan diperoleh nilai T sebesar 10.2599, dimana nilai T tersebut lebih besar dibandingkan dengan nilai $T_{(0.025, 14)} = 2.145$, sehingga hipotesis nol ditolak. Artinya bahwa variabel ASI merupakan variabel atau faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi di Kabupaten Bogor. Namun demikian, sekali lagi hasil ini belum tentu berlaku untuk lokasi (kabupaten/kota) lainnya di Provinsi Jawa Barat. Adapun variabel-variabel yang signifikan di tiap Kabupaten/Kota dapat dilihat pada Tabel 5.

Berdasarkan informasi yang disajikan pada Tabel 5 tampak jelas bahwa untuk masing-masing lokasi (kabupaten/kota) mempunyai faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi yang berbeda. Satu hal yang menarik di sini adalah variabel ASI selalu ada di setiap lokasi, yang berarti bahwa pemberian ASI eksklusif merupakan faktor yang penting dalam menurunkan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Barat. Hal lain yang menarik adalah variabel PEND (variabel yang menyatakan pendidikan ibu) merupakan faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi pada lokasi di sebagian kota (KOTA BOGOR, KOTA SUKABUMI, KOTA CIREBON, KOTA CIMAH, KOTA TASIKMALAYA, KOTA BANJAR) di Jawa Barat ditambah dengan Kabupaten Purwakarta.

Selanjutnya, perbandingan antara model regresi Poisson dan model GWPR dilakukan untuk mengetahui model mana yang lebih baik diterapkan untuk kasus jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Barat. Kriteria kecocokan model yang digunakan adalah dengan membandingkan nilai AIC (Akaike's Information Criterion) dari kedua model tersebut. Model yang terbaik adalah model dengan nilai AIC yang terkecil. Hasil perhitungan AIC untuk kedua model ini disajikan pada Tabel 6.

Tabel 6
Hasil perhitungan AIC dan Devians

Model	Devians	AIC
Regresi Poisson	425.1266	436.1266
GWPR	398.3365	409.3365

Model terbaik yang ditunjukkan pada Tabel 6 adalah model dengan nilai AIC terkecil yaitu model GWPR. Sehingga model GWPR lebih baik digunakan untuk menganalisis data Angka Kematian Bayi (AKB) di Propinsi Jawa Barat dibandingkan dengan regresi Poisson (dimana parameternya bernilai sama untuk setiap lokasi penelitian).

Bab 6

Kesimpulan dan Saran

6.1 Kesimpulan

Gambaran perkembangan derajat kesehatan masyarakat dapat dilihat dari kejadian kematian dalam masyarakat dari waktu ke waktu. Di samping itu kejadian kematian juga dapat digunakan sebagai indikator dalam penilaian keberhasilan pelayanan kesehatan dan program pembangunan kesehatan lainnya. Angka kematian pada umumnya dapat dihitung dengan melakukan berbagai survei dan penelitian.

Untuk keperluan pemantauan hasil pembangunan manusia, AKB yang tinggi mencerminkan banyak hal. Rendahnya tingkat penggunaan maupun pelayanan kesehatan, kekurangan gizi, kontaminasi lingkungan serta rendahnya pendidikan para ibu merupakan faktor-faktor yang mempengaruhi AKB. Oleh sebab itu, upaya untuk menurunkan AKB adalah melalui peningkatan pendidikan bagi kaum perempuan. Diharapkan budaya patrilineal, yang memprioritaskan pendidikan anak laki-laki dibanding perempuan, yang masih dianut sebagian masyarakat dapat dihilangkan. Dengan demikian kesenjangan kualitas SDM antara perempuan dan laki-laki tidaklah terlalu lebar.

Dalam penelitian ini telah ditunjukkan aplikasi dari model berbasis regional, suatu model yang mempertimbangkan efek lokal dari lokasi/wilayah yang diamati, dalam hal ini adalah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Model GWPR adalah bentuk lokal dari regresi Poisson dimana lokasi diperhatikan yang berasumsi bahwa data berdistribusi Poisson. Penaksiran parameter model GWPR menggunakan metode MLE dan diselesaikan dengan menggunakan iterasi Newton-Raphson. Pengujian kesamaan model regresi Poisson dan GWPR didekati dengan distribusi F, sedangkan uji parameter model secara parsial menggunakan uji Z. Pemilihan model terbaik pada model GWPR menggunakan metode AIC.

Beberapa kesimpulan yang dapat diambil sehubungan dengan identifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi level kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat, diantaranya adalah sebagai berikut:

- a) Model yang lebih baik digunakan untuk menganalisis data kematian bayi di tiap kabupaten/kota di Propinsi Jawa Barat berdasarkan nilai AIC yang terkecil adalah model GWPR (dibandingkan dengan model regresi Poisson).
- b) Terdapat informasi perbedaan yang menarik dan penting dari tiap kabupaten/kota di Propinsi Jawa Barat mengenai faktor yang signifikan terhadap jumlah kematian bayi di wilayah tersebut. Faktor yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian bayi di seluruh kabupaten/Kota di Propinsi Jawa Timur adalah persentase bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif, dimana ASI eksklusif adalah pemberian ASI saja tanpa makanan dan minuman lain sampai bayi berusia 6 bulan (variabel ASI).
- c) Variabel yang menyatakan pendidikan ibu (PEND) merupakan faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi pada lokasi di sebagian besar kota di Provinsi Jawa Barat

6.2 Saran

Dalam penelitian masih terdapat banyak kekurangan atau keterbatasan, sehingga untuk keperluan penelitian selanjutnya ada beberapa hal yang diperlu diperhatikan, diantaranya adalah sebagai berikut:

- a) Dalam pemodelan berbasis regional dengan model GWPR disarankan juga untuk menggunakan pendekatan semi-parametrik yaitu dengan menggunakan beberapa variabel yang dianggap *fixed* untuk setiap lokasi dan ada variabel yang bersifat lokal atau berbeda untuk setiap daerah penelitian, sehingga interpretasi penaksir parameter menjadi lebih mudah dan model menjadi lebih sederhana.
- b) Sampel yang digunakan sampai ke level lebih kecil (kecamatan) sehingga mampu mempertajam analisis spasialnya. Variabel-variabel yang digunakan pun hendaknya memasukan unsur sosial budaya yang bersifat lokal, sehingga hasil akhir yang diharapkan mampu menerangkan kondisi lokal daerah tersebut

Daftar Pustaka

- Brunsdon C F, Fotheringham A S, Charlton M E 1996 Geographically weighted regression: a method for exploring spasial nonstationarity. *Geographical Analysis* 28: 281–98
- Brunsdon C F, Fotheringham A S, Charlton M E 1999 Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression. *Journal of Regional Science* 39: 497–524
- Budi Utomo, (1985) *Mortalitas: pengertian dan Contoh kasus di Indonesia. Proyek Penelitian Morbiditas dan Mortalitas*. Jakarta: Universitas Indonesia
- Collins, S.M. (2010) *An Application of Geographically Weighted Poisson Regression*. Thesis tidak dipublikasikan. Newfoundland, Canada: Department of Mathematics and Statistics Memorial University of Newfoundland.
- Datta GS, Lahiri P, dan Lu KL. (1999) Hierarchical Bayes Estimation of Unemployment Rates for the States of the U.S. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 1074-1082.
- Farber, S. dan Paez, A. (2007). A systematic investigation of cross-validation in GWR model estimation: empirical analysis and Monte Carlo simulations. *Journal of Geographical Systems*, 9:371'396.
- Fotheringham A.S., C. Brunsdon and M.E. Charlton (2002) *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. New York: Wiley.
- Hadayeghia, A., Shalabyb, A.S., dan Persaud, B.N. (2010) Development of planning level transportation safety tools using Geographically Weighted Poisson Regression. *Accident Analysis and Prevention*, 42:676–688.
- Hajarisman, N. (2003). Estimation of the Negative Binomial Regression by Newton-Raphson Algorithm. *Journal of the Indonesian Mathematical Society*,
- Hajarisman, N. (2005a). The Beta-Binomial Multivariate Model for Correlated Categorical Data. *Proceedings of the Second International Conference on Research and Education Mathematics (ICREM2)*, Institute for Mathematical Research (INSPEM), Universiti Putra Malaysia.

- Hajarisman, N. (2005b) Pemodelan Overdispersi dalam Analisis Data Biner melalui Model Regresi William. *Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika*, Volume 5, Mei 2005.
- Hajarisman, N. (2008) Aplikasi Model Beta-Binomial Multivariat untuk Data Kategorik Berkorelasi. *Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika*, Volume 8, Mei 2008.
- Hajarisman, N. (2012a). *Pemodelan Area Kecil untuk Data Cacahan dalam Pendugaan Angka Mortalitas melalui Pendekatan Model Poisson Bayes Berhierarchy Multi-Level*. Disertasi Tidak dipublikasikan. Bogor: Institut Pertanian Bogor.
- Hajarisman, N. (2012b). *Pemodelan Area Kecil untuk Data Cacahan dalam Pendugaan Mortalitas melalui Pendekatan Bayes Berhierarchy: Kasus Pendugaan Mortalitas Level Kecamatan Jawa Barat*. Laporan Penelitian tidak dipublikasikan. Bandung: LPPM Universitas Islam Bandung.
- Hajarisman, N. (2013) *Penerapan Model Berbasis Regional untuk Mengidentifikasi Faktor-faktor Angka Kematian Bayi di Provinsi Jawa Barat*. Laporan Penelitian tidak dipublikasikan. Bandung: Lembaga Penelitian dan Pengabdian kepada Masyarakat Universitas Islam Bandung.
- Jetz, W., C. Rahbek, and J.W. Lichstein. (2005) Local and global approaches to spatial data analysis in ecology. *Global Ecology and Biogeography* 14(1): 97-98
- Kismiantini, Kurnia A, dan Notodiputro KA. 2006. Risk of Dengue Haemorrhagic Fever in Bekasi Municipality with Small Area Approach. *Proceeding at The First International Conference on Mathematics and Statistics (ICoMS-1)*, June 19-21, 2006. Bandung.
- Kurnia A and Notodiputro KA. 2006. EB-EBLUP MSE Estimator on Small Area Estimation with Application to BPS'Data. *Proceeding at The First International Conference on Mathematics and Statistics (ICoMS-1)*, June 19-21, 2006. Bandung.
- Kurnia A dan Notodiputro KA. 2008. Generalized Additive Mixed Models for Small Area Estimation. *Mathematics Journal Universiti Teknologi Malaysia*, p: 385.
- Kurnia A. dan Notodiputro KA. 2007. Pendekatan Generalized Additive Mixed Models dalam Pendugaan Parameter pada Kasus Small Area Estimation. *Jurnal Sains MIPA (ISSN 1978-1873)* 13(3), 145-151.
- Leung Y, Mei C-L, Zhang W-X (2000) Statistical tests for spatial nonstationarity based on the geographically weighted regression model. *Environment and Planning A* 32: 9-32

- Li, Z., Wang, W., Liu, P., Bigham, J.M., dan Ragland, D.R. (2013) Using Geographically Weighted Poisson Regression for county-level crash modeling in California. *Safety Science* 58: 89–97.
- Malec D, Sedransk J, Moriarity CL, dan LeClere FB. (1997) Small Area Inference for Binary Variables in The National Health Interview Survey. *Journal of the American Statistical Association*, 92, 815-826.
- McCullagh, P., and J.A. Nelder (1983). *Generalized Linear Models*. Second Edition. New York: Chapman and Hall.
- Mennis J., (2006) Mapping the Results of Geographically Weighted Regression. *The Cartographic Journal* 43(2):171–179.
- Montgomery, D.C. and Peck, E.A. (1992). *Introduction To Linear Regression Analysis*. New York: Wiley.
- Nakaya, T., T. Fotheringham, A.S., Brunson, S., dan Charlton, M. (2005) Geographically weighted Poisson regression for disease association mapping. *Statistics in Medicine*, 24:2695–2717
- Pavlyuk, D. (2009) Spatial competition pressure as a factor of European airports' efficiency. *Transport and Telecommunication*, 10(4), 8–17
- Propastin, P. A., Kappas, M., Muratova, N. R. (2006) Application of geographically weighted regression analysis to assess human-induced land degradation in a dry region of Kazakhstan. *Proceedings of the XXIII International FIG Congress*. 8-13 October, Munich, Germany.
- Shariff, N.M., Gairola, S. and Talib, A. (2010). Modelling Urban Land Use Change Using Geographically Weighted Regression and the Implications for Sustainable Environmental Planning. *Proceedings of the Fifth Biennial Conference of the IEMSS*, Ottawa, Canada, July 5-8, 2010, 2, 1249-1260.
- Simonoff, J.S. (1996). *Smoothing Methods in Statistics*. New York: Springer.
- Trevisani M dan Torelli N. 2007. Hierarchical Bayesian models for small area estimation with count data. *Working Paper: Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche*, Università degli Studi di Trieste, Trieste, Italy.

Lampiran





UPT. PERPUSTAKAAN UNISBA

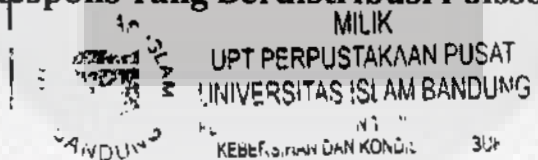
Bidang Ilmu: MIPA

BUKU CATATAN KEGIATAN PENELITIAN
(LOGBOOK)

17 6182



**Pengembangan Model Berbasis Geografis untuk Variabel
Respons Yang Berdistribusi Poisson**



DR. NUSAR HAJARISMAN, SSI., MSI. (NIDN: 0404046901)

DRS. YAYAT KARYANA, MSI. (NIDN: 0414015801)

UNIVERSITAS ISLAM BANDUNG
TAHUN 2016

Identitas Penelitian

1 Judul Penelitian Pengembangan Model Berbasis Geografis untuk Variabel Respons Yang Berdistribusi Poisson

2 Ketua Peneliti

a Nama Lengkap **Dr. Nusar Hajarisman, SSi., MS.**
b Bidang Keahlian Statistika
c Jabatan Struktural Staf Pengajar
d Jabatan Fungsional Lektor Kepala
e Unit Kerja Fakultas MIPA Universitas Islam Bandung
f Alamat Surat Jalan Ranggamalela No. 1 Bandung 40116
g Telpon/Faks 022 420 3368 Ext 136 / 022 426 3895
h Email nusarhajarisman@yahoo.com

17 6182

3 Anggota Peneliti

No	Nama dan Gelar Akademik	Bidang Keahlian	Instansi	Alokasi Waktu (jam/minggu)
1	Drs. Yayat Karyana, MSi	Demografi	Unisba	6

4 Objek Penelitian Pengembangan model berbasis geografis

5 Lokasi penelitian Provinsi Jawa Barat

6 Hasil yang ditargetkan Diperoleh suatu model pendugaan yang akurat untuk menduga efek lokal menurut karakteristik dari masing-masing wilayah yang diamati (dalam hal ini masing-masing kabupaten/kota yang ada di Provinsi Jawa Barat)

7 Institusi lain yang terlibat [1]. Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Barat
[2]. Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat

CATATAN KEGIATAN

1. Ketua Tim Peneliti Dr. Nusar Hajarisman, MS.
2. Judul Penelitian Pengembangan Model Berbasis Geografis untuk Variabel Respons Yang Berdistribusi Poisson
3. Skim/Jenis Penelitian Fundamental

1.	10 Februari 2016	UNISBA	Rapat persiapan kegiatan penelitian	<p>Tim Peneliti</p> <ul style="list-style-type: none"> ▪ <i>Job description</i> untuk masing-masing anggota tim peneliti ▪ Rancangan mekanisme kegiatan penelitian ▪ Identifikasi ketersediaan sumber data
2.	16 Maret 2016	UNISBA	Rapat Tim Peneliti	<p>Dr. Nusar Hajarisman</p> <ul style="list-style-type: none"> ▪ Identifikasi ketersediaan software dan hardware ▪ Rancangan algoritma komputasi dan simulasi untuk model geografis yang berdistribusi Poisson
3.	31 Maret 2016	UNISBA	Rapat Tim Peneliti	<p>Dr. Nusar Hajarisman Drs. Yayat Karyaana, MSi.</p> <ul style="list-style-type: none"> ▪ Eksplorasi data dasar yang bersumber dari BPS/Dinas Kesehatan ▪ Identifikasi kelengkapan data, terutama yang berkaitan dengan ketersediaan variabel yang digunakan dalam penelitian

CATATAN KEGIATAN

4.	8 April 2016	UNISBA	Rapat Tim Peneliti	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Penyempurnaan program komputasi untuk model GWPR yang berdistribusi Poisson ▪ Uji coba simulasi program komputasi berdasarkan data hasil bangkitan yang berdistribusi Poisson 	Tim Peneliti
5.	27 April 2016	UNISBA	Rapat Tim Peneliti	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Pengembangan model GWPR yang dicobakan pada berbagai ukuran bandwidth yang berbeda. ▪ Implementasi model efek global (regresi Poisson biasa untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi angka kematian bayi level kab/kota di Provinsi Jawa Barat 	Tim Peneliti
6.	11 Mei 2016	UNISBA	Rapat Tim Peneliti	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Menelaah hasil kajian pengembangan model GWPR yang berdistribusi Poisson ▪ Rancangan algoritma komputasi dan simulasi untuk model GWPR yang berdistribusi Poisson pada berbagai fungsi pembobot yang dikaji 	Tim Peneliti

CATATAN KEGIATAN

7.	21 Mei 2016	UNISBA	Rapat Tim Peneliti	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Penyempurnaan program komputasi untuk model GWPR yang berdistribusi Poisson pada berbagai fungsi pembovot yang sedang dikaji ▪ Uji coba simulasi program komputasi berdasarkan data hasil bangkitan yang berdistribusi Poisson 	Tim Peneliti
8.	29 Mei 2016	UNISBA	Rapat Tim Peneliti	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Pengembangan model efek lokal untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap angka kematian bayi level kab/kota di Provinsi Jawa Barat berdasarkan hasil simulasi dalam menentukan bandwidth dan fungsi pembobot yang optimal. ▪ Implementasi Model SAE yang berdistribusi Poisson untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap angka kematian bayi level kab/kota di Provinsi Jawa Barat ▪ Penyusunan Laporan Kemajuan Hasil penelitian 	Tim Peneliti

Bandung, Juli 2016

Mengetahui,

Dekan Fakultas Matematika dan IPA
Universitas Islam Bandung

Ketua Peneliti

Dr. Suwanda, MS.
NIP.

Dr. Nusar Hajarisman, SSI, MS.
NIK. D.94.0.200

Menyetujui,
Ketua LPPM Universitas Islam Bandung

Prof. Dr. H. Edi Setiadi, SH, MH.

Lampiran 1.
Program Makro SAS untuk Pembentukan Geographically Weighted Negative Binomial Regression

```
%macro gwnbr(tab=, y=, x=, lat=, long=, h=, grid=, latg=, longg=, gwr=, method=, alphag=);  
proc iml;  
  use &stab;  
  read all var {&y} into y;  
  read all var {&x} into x;  
  read all var{&long &lat} into COORD;  
  close &stab;  
  use &grid;  
  read all var{&long &latg} into POINTS;  
  close &grid;  
  h=&h;  
  gwr="&gwr";  
  method="&method";  
  n=nrow(y);  
  x=j(n,1,1)||x;  
  m=nrow(POINTS);  
  bii=j(ncol(x)*m,2,0);  
  alphaii=j(m,2,0);  
  S=j(n,n,0);  
  YP=y-sum(y)/n;  
  yhat=j(m,1,0);
```

```

/**** Penaksiran Model Dasar GWNBR ****/

if gwr^="poisson" then do;
  ym=sum(y)/nrow(y);
  u=(y+ym)/2;
  n=log(u);
  par=1;
  ddp=1;
  j=0;
  aux2=0;
  do while (abs(ddp)>0.00001);
    aux1=0;
    dpar=1;
    parold=par;
    /* Newton Raphson */
    do while (abs(dpar)>0.00001);
      aux1= aux1+1;
      if par<0 then do;
        par=0.00001;
      end;
      g=sum(digamma(par*y)-digamma(par)+log(par)+1-log(par+y)-(par+y)/(par+u));
      hess=sum(trigamma(par*y)-trigamma(par)+1/par-2/(par+u)+(y+par)/((par+u)
        # (par+u)));
      hess=choose(abs(hess)<1E-23,sign(hess)*1E-23,hess);
      hess=choose(hess=0,1E-23,hess);
      par0=par;
      par=par0-inv(hess)*g;
      if aux1>30 & par>1E5 then do;

```

```

dpar=0.0001;
aux2=aux2+1;
if aux2=1 then par=2;
else if aux2=2 then par=1E5;
else if aux2=3 then par=0.0001;
end;
else dpar=par-par0;
end;
a=1/par;
dev=0;
ddev=1;
/* MQRI */
do while (abs(ddev)>0.00001);
w=(u/(1+a*u))+(y-u)#(a*u/(1+2*a*u+a*u#u));
z=n+(y-u)/(w#(1+a*u));
b=inv(x#w)'*x*(x#w)'*z;
n=x*b;
u=exp(n);
olddev=dev;
tt=y/u;
tt=choose(tt=0,1E-10,tt);
dev=2*sum(y#log(tt)-(y+1/a)#log((1+a*y)/(a+u)));
ddev=dev-olddev;
end;
if aux2>4 then dpar=1E-9;
else dpar=par-parold;
end;
%if &alphag= %then %let alphag=a;

```

```

%else %let alphag=&alphag;
alphag=&alphag;
bg=b;
parg=par;

end;

/** Penaksiran Modifikasi 1 Model GWNBR ***/

n=nrow(y);
do i=1 to m;
/* pesos da RGP */
d=j(1,3,0)
do j=1 to n;
if abs(COORD[,1])<180 then do;
dif=abs(POINTS[i,1]-COORD[j,1]);
raio=arccos(-1)/180;
ang=sin(POINTS[i,2]*raio)*sin(COORD[j,2]*raio)+cos(POINTS[i,2]*raio)*
cos(COORD[j,2]*raio)*cos(dif*raio);
if round(ang,0.00000001)=1 then arco=0;
else arco=arccos(ang);
d1=arco*6371(approximately)*/;
end;
else d1=sqrt((POINTS[i,1]-COORD[j,1])**2+(POINTS[i,2]-COORD[j,2])**2);
d[1]=i;
d[2]=j;
d[3]=d1;
if j=1 then dist=d;

```

```
else dist=dist//d;
end;
w=j(n,1,0);
if method="fixed" then do;
  do jj=1 to n;
    w[jj]=exp(-0.5*(dist[jj,3]/h)**2);
  end;
end;
end;
wi=diag(w[,1]);
ym=sum(y)/nrow(y);
uj=(y+ym)/2;
nj=log(uj);
/* Alpha definido de forma global */
if gwr="global" then alpha=alphag;
if gwr="poisson" then alpha=0;
dev=0;
ddev=1;
cont=0;
```



```

/* Penaksiran Modifikasi 1 Model GWNBR */
do while (abs(ddev)>0.000001);
  cont=cont+1;
  Ai=(uj/(1+alpha*uj))+(y-uj)#(alpha*uj/(1+2*alpha*uj+alpha*alpha*uj#uj));
  Ai=choose(Ai<1E-5,1E-5,Ai);
  zj=nj+(y-uj)/(Ai#(1+alpha*uj));
  Ai=diag(Ai);
  if det(x'*wi*Ai*x)=0 then bi=j(ncol(x),1,0);
  else bi=inv(x'*wi*Ai*x)*x'*wi*Ai*zj;
  nj=x*bi;
  nj=choose(nj>1E2,1E2,nj);
  uj=exp(nj);
  olddev=dev;
  uj=choose(uj<1E-150,1E-150,uj);
  tt=y/uj;
  tt=choose(tt=0,1E-10,tt);
  if gwr="poisson" then dev=2*sum(y#log(tt)-(y-uj));
  else dev=2*sum(y#log(tt)-(y+1/alpha)#log((1+alpha*y)/(1+alpha*uj)));
  if cont>50 then ddev=0.0000001;
  else ddev=dev-olddev;
end;
Ai2=(uj/(1+alpha*uj))+(y-uj)#(alpha*uj/(1+2*alpha*uj+alpha*alpha*uj#uj));
if Ai2[><,j]<1E-5 then Ai2=choose(Ai2<1E-5,1E-5,Ai2);
Ai=diag(Ai2);
if det(x'*wi*Ai*x)=0 then S[i,j]=j(1,n,0);
else S[i,j]= x[i,j]*inv(x'*wi*Ai*x)*x'*wi*Ai;
if gwr!="poisson" then do;

```

```

r=1/alpha;
  alphaii[i,1]=i;
  alphaii[i,2]= alpha;
end;
m1=(i-1)*ncol(x)+1;
m2=m1+(ncol(x)-1);
  bii[m1:m2,1]=i;
  bii[m1:m2,2]=bi;
  yhat[i]=uj[i];
end;
b=bii[,2];
  alphai=alphaii[,2];
  id= bii[,1];
  ida=alphaii[,1];
  yhat=choose(yhat<1E-150,1E-150,yhat);
  tt=y/yhat;
  tt=choose(tt=0,1E-10,tt);
  if gwr= "poisson" then dev=2*sum(y#log(tt)-(y-yhat));
  else dev=2*sum(y#log(tt)-(y+1/alpha)#log((1+alpha#y)/(1+alpha#yhat)));
  a2=y+1/alpha;
  b2=1/alpha;
  c2=y+1;
  gamma[i]=j(n,1,0);
  blgamma[i]=j(n,1,0);
  clgamma[i]=j(n,1,0);
end;

```

```
if gwr^= "poisson" then do;
  ll=sum(y#log(alpha#yhat)-(y+1/alpha)#log(1+alpha#yhat)+alpha-b*gamma-clgamma);
  if gwr="global" & alpha^=1/parg then npar=trace(S);
  else npar=trace(s)+1;
end;
else do;
  ll=sum(-yhat+y#log(yhat-clgamma);
  npar=trace(S);
end;
AIC=2*npar-2*ll;
AICC=AIC+(2*npar*(npar+1))/(n-npar-1);
print gwr method aicc dev npar;
create _beta_ var{id b}; append;
create _alpha_ var{ida alpha}; append;
quit;
%mend gwnbr;
```



CURRICULUM VITAE

Dr. Nusar Hajarisman, MS.

IDENTITAS DIRI

Nama : Dr. Nusar Hajarisman, SSi., MS.
NIP/NIK : D.94.0.200
Tempat dan Tanggal Lahir : Bandung, 4 April 1969
Jenis Kelamin : Laki-laki
Status Perkawinan : Menikah
Agama : Islam
Golongan / Pangkat : IVC / Pembina Utama Madya
Jabatan Fungsional Akademik : Lektor Kepala
Perguruan Tinggi : Universitas Islam Bandung
Program Studi/Jurusan : Statistika
Fakultas : Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Alamat : Jalan Purnawarman No. 69 Bandung 40116
Telp./Fax : 022 4203368 Ext 136 / 022 426 39895
Alamat Rumah : Jalan Durma I No. 11 Turangga, Bandung 40264
Jawa Barat Indonesia
Telpon Rumah / HP : 022 730 9315 / 0811 223 3904
NPWP : 58.601.977.0-445.000
Alamat e-mail : nusarhajarisman@yahoo.com
Alamat web : nusarhajarisman.wordpress.com

RIWAYAT PENDIDIKAN PERGURUAN TINGGI

Tahun Lulus	Jenjang	Perguruan Tinggi	Program Studi/Jurusan
1993	S1	Universitas Islam Bandung	Statistika
1998	S2	Institut Pertanian Bogor	Statistika
2013	S3	Institut Pertanian Bogor	Statistika

PENGALAMAN JABATAN

Jabatan	Institusi	Tahun ... sd ...
Sekretraris Jurusan Statistika, Fakultas MIPA	Universitas Islam Bandung	1995 - 1996
Kepala Laboratorium Statistika, Fakultas MIPA	Universitas Islam Bandung	2000 - 2007
Ketua Jurusan Statistika, Fakultas MIPA	Universitas Islam Bandung	2004 - 2007
Kepala Laboratorium INHERENT	Universitas Islam Bandung	2007 - 2008
Senat Fakultas MIPA	Universitas Islam Bandung	2008 - 2012

PENGALAMAN MENGAJAR

Mata Kuliah	Jenjang	Institusi/Jurusan/Program	Tahun ... sd ...
Analisis Data Deret Waktu	S1	Program Studi Statistika, Fakultas MIPA, Universitas Islam Bandung	1995 - 1996 1999 - 2003
Model Linear	S1	Program Studi Statistika, Fakultas MIPA, Universitas Islam Bandung	1999 - 2006
Statistika Multivariat	S1	Program Studi Statistika, Fakultas MIPA, Universitas Islam Bandung	2004 - sekarang
Analisis Data Kategorik	S1	Program Studi Statistika, Fakultas MIPA, Universitas Islam Bandung	2006 - sekarang
Analisis Regresi Lanjut	S1	Program Studi Statistika, Fakultas MIPA, Universitas Islam Bandung	2008 - sekarang
Metode Penelitian	S1	Program Studi Statistika, Fakultas MIPA, Universitas Islam Bandung	2010 - sekarang

PELATIHAN/WORKSHOP PROFESIONAL

Tahun	Pelatihan/Workshop	Penyelenggara
2007	Pelatihan Sistem Penjaminan Mutu Perguruan Tinggi (SPMPT) dan Audit Mutu Akademik Internal (AMAI)	Badan Penjaminan Mutu (BPM) Universitas Islam Bandung
2007	Workshop Implementasi Kurikulum dalam Proses Perkuliahan	P3AI Universitas Islam Bandung
2008	Pelatihan Penyusunan Proposal Penelitian dan Pengabdian kepada Masyarakat Program Ditjen Ditki dan Depag	LPPM Universitas Islam Bandung
2008	Workshop E-Learning	STIE Perbanas Surabaya
2008	Workshop in E-Learning Education 2.0 (Intenet Developments and Implications for Teaching and Learning in Higher Education)	Universitas Kristen Maranatha Bandung
2010	Wokshop on Small Area Estimation	Institut Pertanian Bogor

PENGALAMAN PENELITIAN

Tahun	Penelitian	Jabatan	Sumber Dana
1995	Simulasi Penerimaan Mahasiswa Baru di Universitas Islam Bandung dengan Menggunakan Dynamic Modeling System	Anggota	LPPM Unisba
1996	Perbandingan Prosedur Hirarki dan Non-Hirarki dalam Analisis Klaster (Studi Pengelompokan Desa Miskin di Kabupaten Bandung, Jawa Barat)	Anggota	LPPM Unisba
1998	Penggunaan Model Beta-Binomial untuk Menduga Perilaku Kelulusan Mahasiswa IPB	Ketua	Mandiri
2001	Pemodelan Overdispersi dalam Analisis Data Biner Melalui Model Regresi Beta-Logistik	Ketua	Mandiri
2003	Pendugaan Model Regresi Binomial Negatif dengan Menggunakan Algoritma Newton-Raphson	Ketua	Mandiri
2005	Pemodelan Overdispersi dalam Analisis Data Biner melalui Model Regresi William	Ketua	LPPM Unisba
2010	Kajian Perdagangan Bebas dan Perubahan Peta Produk Unggulan Provinsi Jawa Barat	Anggota	Bank Indonesia Provinsi Jawa Barat
2011	Implementasi Mobile Learning Engine Sebagai Media Peningkatan Kualitas Pembelajaran	Ketua	LPPM Unisba
2012	Pemodelan Area Kecil untuk Data Cacahan dalam Pendugaan Angka Mortalitas melalui Pendekatan Model Bayes Berhirarki (Studi Kasus Pendugaan Angka Mortalitas Bayi Level Kecamatan di Provinsi Jawa Barat)	Ketua	Hibah Penelitian Perguruan Tinggi (DIKTI)
2013	Pendugaan Area Kecil Berbasis Distribusi Non-Normal dan Aplikasinya dalam Perhitungan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) Tingkat Kecamatan di Jawa Barat	Ketua	Hibah Bersaing Tahun I (DIKTI)
2013	Penerapan Model Berbasis Regional untuk Mengidentifikasi Faktor-faktor Angka Kematian Bayi di Provinsi Jawa Barat	Ketua	LPPM Unisba
2013	Pendugaan Area Kecil Berbasis Distribusi Non-Normal dan Aplikasinya dalam Perhitungan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) Tingkat Kecamatan di Jawa Barat	Ketua	Hibah Bersaing Tahun II (DIKTI)

KARYA TULIS ILMIAH

A. Buku/Jurnal

Tahun	Judul	Penerbit/Jurnal
2002	Pendekatan Nonparametrik untuk Analisis Trend pada Respons Biner	Forum Statistika dan Komputasi, Volume 7. No. 2, Oktober 2002
2003	Analisis Data Respons Biner Bivariat dengan Tidak Mengabaikan Data Hilang	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika, Volume 3, No. 2, November 2003
2003	Beberapa Statistik Odds Rasio untuk Analisis Data Kategorik Terurut	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika, Volume 3, No. 2, November 2003
2003	Discrete Choice Analysis as A Tool in Marketing Research and Its Implementation in the SAS System	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika, Volume 3, Mei 2003
2003	Estimation of the Negative Binomial Regression by Newton-Raphson Algorithm	Journal of the Indonesian Mathematical Society / MIHMI
2004	An Overview of Application on Life and Medical Sciences	Proceedings of the International Conference on Statistics and Mathematics and Its Application in the Development of Science and Technology, Bandung Islamic University, October 2004
2004	Analisis Regresi Komponen Utama yang Meminimumkan Kuadrat Tengah Galat	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika, Volume 3, Edisi Khusus, Mei 2004
2004	Beberapa Bentuk Transformasi dalam Analisis Regresi Berganda	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika, Volume 4, No. 1, Mei 2004
2004	Uji Kecocokan Model Regresi pada Peubah Respons Ordinal	Forum Statistika dan Komputasi, Edisi Khusus Seminar Nasional Statistika, September 2004
2005	The Beta-Binomial Multivariate Model for Correlated Categorical Data	Proceedings of the Second International Conference on Research and Education Mathematics (ICREM2), Institute for Mathematical Research (INSPEM), Universiti Putra Malaysia, 25 - 27 Mei 2005
2005	Pemodelan Overdispersi dalam Analisis Data Biner melalui Model Regresi William	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika, Volume 5, Mei 2005
2005	Strategi Pembentukan Model Regresi Logistik	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika, Volume 5, November 2005
2008	Aplikasi Model Beta-Binomial Multivariat untuk Data Kategorik Berkorelasi	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika, Volume 8, Mei 2008
2008	Buku Ajar: Statistika Multivariat	Hibah Pengajaran Berbasis ICT

		(Dikti – Depdiknas)
2008	Modul Pelatihan: Analisis Regresi Terapan dengan Sistem SAS	Modul Pelatihan
2008	Modul Pelatihan: Pengolahan Data Statistik dengan Menggunakan SPSS	Modul Pelatihan
2008	Modul Pelatihan: Analisis Faktor dan Pemodelan Persamaan Terstruktur	Modul Pelatihan
2008	Modul Pelatihan: Analisis Data Multivariat dengan Menggunakan SPSS	Modul Pelatihan
2009	Pemeriksaan Ketepatan Fungsi Hubung dalam Analisis Data Biner	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Statistika Volume 9 Nomor 1 Mei 2009, ISSN: 1411-5891
2009	Buku Teks: Analisis Data Kategorik	Hibah Pengajaran Berbasis ICT (Dikti – Depdiknas) ISBN: 978-602-8396-52-3
2009	Pemeriksaan Data Berpengaruh dalam Model Gamma	Jurnal Ilmiah Mat Stat Volume 10 No. 1 Januari 2010, ISSN: 1412-1220)
2010	Pendekatan Fungsi Quasi-Likelihood dan Implementasinya dalam Sistem SAS	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Volume 10 Nomor 1 Mei 2010, ISSN: 1411-5891
2011	Algoritma Pendugaan Model Regresi Kekar melalui Penduga-M	Jurnal Ilmiah Mat Stat Volume 11 No. 1 Januari 2011, ISSN: 1412-1220
2011	Pertimbangan Penting Yang Mendasari Penggunaan Metode Small Area Estimation	Prosiding Seminar Nasional Statistika 2011, Volume 2 November 2011, ISSN: 2087-5290
2011	Seleksi Model dan Validasi Silang dalam Model Efek Utama Aditif dan Interaksi Multiplikatif	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Volume 11 Nomor 2 November 2011, ISSN: 1411-5891
2012	Penaksiran Parameter Model Regresi Beta untuk Memodelkan Data Proporsi	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Volume 12 Nomor 1 Mei 2012, ISSN: 1411-5891
2012	Implementasi Model Poisson Bayes Berhierarchy Dua-Level untuk Memodelkan Data Cacahan pada Masalah Pendugaan Area Kecil	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Volume 12 Nomor 2 November 2012, ISSN: 1411-5891
2013	Pendugaan Angka Kematian Bayi dengan Menggunakan Model Poisson Bayes Berhierarchy Dua-Level	MIMBAR: Jurnal Sosial dan Pembangunan, Volume 29 Nomor 1 Juni 2013, ISSN: 0215-8175 (Terakreditasi)
2013	Penaksiran Angka Kematian Bayi melalui Model Regresi Poisson Bayes Berhierarchy Dua-Level (Studi Kasus pada Kota Bandung, Provinsi Jawa Barat)	Jurnal Statistika: Forum Teori dan Aplikasi Volume 13 Nomor 2 November 2013, ISSN: 1411-5891
2013	The Effect of Nonconjugate priors on Two-Levels Hierarchical Bayesian Poisson Models in Small Area Estimation	Far East Journal of Theoretical Statistics (dalam proses review)

B. Makalah/Poster

Tahun	Judul	Penyelenggara
2002	Discrete Choice Analysis as A Tool in Marketing Research and Its Implementation in the SAS System	Universitas Islam Bandung
2004	Estimation of the Negative Binomial Regression by Newton-Raphson Algorithm	Universitas Islam Bandung
2004	An Overview of Application on Life and Medical Sciences	Universitas Islam Bandung
2005	The Beta-Binomial Multivariate Model for Correlated Categorical Data	Institute for Mathematical Research (INSPEM), Universiti Putra Malaysia

PESERTA KONFERENSI/SEMINAR/LOKAKARYA/SIMPOSIUM

Tahun	Judul Kegiatan	Penyelenggara
2003	Conference on Statistical and Mathematical Sciences of Islamic Society in South East Asia Region	Universitas Islam Bandung
2004	International Conference on Statistics and Mathematics and Its Application in the Development of Science and Technology	Universitas Islam Bandung
2004	Lokarkarya Penyusunan Kurikulum Berbasis Kompetensi Program Studi Statistika 1	Universitas Islam Bandung
2005	The Second International Conference on Research and Education Mathematics (ICREM2)	Institute for Mathematical Research (INSPEM), Universiti Putra Malaysia
2005	Lokarkarya Penyusunan Kurikulum Berbasis Kompetensi Program Studi Statistika 2	Universitas Islam Bandung
2006	Joint Seminar Indonesia-Malaysia	Institut Teknologi Bandung
2008	Seminar dan Workshop E-Learning	STIE Perbanas Surabaya
2008	Seminar: Intenet Developments and Implications for Teaching and Learning in Higher Education	Universitas Kristen Maranatha Bandung
2008	Lokarkarya Penyusunan Kurikulum Berbasis Kompetensi Program Studi Statistika 2	Universitas Islam Bandung
2008	Seminar Nasional Statistika: Peranan Penelitian dan Pendidikan Statistika dalam Pengembangan IPTEK	Universitas Islam Bandung
2010	Seminar Penduduk sebagai Subjek Pembangunan Berkelanjutan Menuju Masyarakat Sejahtera	Badan Pusat Statistika Provinsi Jawa Barat
2010	Seminar Nasional: Dimensi Penduduk dan Pembangunan Berkelanjutan	Badan Pusat Statistika dan Ikatan Perstatistikan Indonesia
2010	Lokakarya Kurikulum Statistika Nasional	Universitas Gadjah Mada dan Universitas Islam Indonesia

KEGIATAN PROFESIONAL/PENGABDIAN KEPADA MASYARAKAT

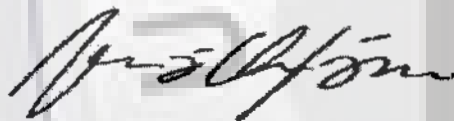
Tahun	Kegiatan
1999	Evaluasi Pelatihan Teknik dan Manajemen Kebijakan Publik (PUSDIKLAT RENBANG (OTO-BAPPENAS))
2003 – 2005	Tenaga Ahli pada Konsultan dan Evaluasi Riset untuk Program Pemberdayaan Masyarakat Squatter (PPM-S) di Kota Cirebon, Depok, Bekasi, Tangerang, dan Kabupaten Serang (Departmen Permukiman dan Prasarana Wilayah dan Kota, Direktorat Jenderal Perumahan dan Pemukiman)
2004	Tenaga Ahli pada Evaluasi Program Peningkatan Sarana dan Prasarana Lingkungan Perumahan dan Pemukiman (Dinas Tata Ruang dan Permukiman, Pemerintah Propinsi Jawa Barat)
2005	Tenaga Ahli pada Evaluasi pada Program Pembangunan Balai Karya Bantuan Gubernur (Dinas Permukiman dan Prasarana Wilayah dan Kota Provinsi Jawa Barat)
2005	Tenaga Ahli pada Evaluasi pada Program Pembangunan Air Bersih Pedesaan Bantuan Gubernur (Dinas Permukiman dan Prasarana Wilayah dan Kota Provinsi Jawa Barat)
2006	Ketua Pelaksana pada Program Hibah Kompetisi Teknologi Informasi dan Komunikasi K3 (Pengembangan Jaringan Teknologi Informasi dan Komunikasi Unisba Menuju Global Network)
2006	Tenaga Ahli pada Pembangunan Pengembangan Sistem E-Learning Berbasis Claroline Versi 1.7
2007	Instruktur pada Pelatihan/Workshop Workshop Pengembangan Metode Perkuliahan Berbasis E-Learning Bagi Dosen Pascasarjana Unisba
2008	Instruktur pada Pelatihan/Workshop Workshop Pengembangan Metode Perkuliahan Berbasis E-Learning Bagi Dosen Fakultas Tarbiyah Unisba
2009	Instruktur pada Workshop Analisis Komponen Utama dan Analisis Faktor (Universitas Islam Bandung)
2009	Instruktur pada Pelatihan Analisis Data Multivariat dengan Menggunakan SPSS (Politeknik Negeri Bandung)
2009	Instruktur pada Pelatihan Analisis Faktor dan Pemodelan Persamaan Terstruktur (Politeknik Negeri Bandung)
2009	Konsultan Perorangan pada Pekerjaan Evaluasi Pelaksanaan Pelatihan dan Sosialisasi Bantuan Operasional Sekolah (BOS) Pada Tahun 2009 (Kementerian Pendidikan Nasional Republik Indonesia)
2010	Tenaga Ahli pada "Verifikasi Pendistribusian Isi Ulang LPG Tertentu serta Pengembangan Rantai Pasokan dan Penghitungan Biaya Penyediaan dan Pendistribusian LPG Tertentu di Wilayah II (Pemberi Kerja: DirJen Energi Baru Terbarukan dan Konservasi Energi, Kementerian Energi dan Sumber Daya Mineral Republik Indonesia)
2010	Ketua Tim Monitoring Independen Program Bantuan Operasional Sekolah (BOS) Tahun 2010 (Kerjasama antara Kementrian Pendidikan Nasional Direktorat Jenderal Mandikdasmen dengan Lembaga Penelitian dan Pengabdian Kepada Masyarakat Universitas Islam Bandung)
2011	Tenaga Ahli pada "Pemantauan Distribusi Gula Rafinasi dan Pengembangan Database SIG Peredaran Gula Rafinasi" (Pemberi Kerja: Dirjen Perdagangan Dalam Negeri, Kementerian Perdagangan Republik Indonesia)
2011	Tenaga Ahli pada "Survey Pengukuran Indeks Kepedulian Masyarakat terhadap Pelaksanaan Konservasi Energi" (Pemberi Kerja: DirJen Energi Baru Terbarukan dan Konservasi Energi, Kementerian Energi dan Sumber

	Daya Mineral Republik Indonesia)
2011	Tenaga Ahli pada "Verifikasi Pendistribusian Isi Ulang LPG Tertentu Secara Nasional dalam Rangka Pembayaran Subsidi Isi Ulang LPG Tertentu kepada Badan Usaha Pelaksana PSO (Pemberi Kerja: DirJen Energi Baru Terbarukan dan Konservasi Energi, Kementerian Energi dan Sumber Daya Mineral Republik Indonesia)
2012	Konsultan Perorangan untuk Pekerjaan Monitoring dan Evaluasi "Pelatihan Program BOS dan Sosialisasi Pendidikan Karakter di Sekolah/Madrasah" (Kementerian Pendidikan Nasional Republik Indonesia)

ORGANISASI PROFESI/ILMIAH

Tahun	Organisasi	Jabatan
2004	Moslem Statisticians and Mathematicians Society in South East Asia (MSMSSEA)	Anggota
2007	Himpunan Matematika Indonesia (Indonesian Mathematical Society - IndoMS)	Anggota
2010	Forum Pendidikan Tinggi Statistika Indonesia	Bidang Publikasi, Dokumentasi, dan Komunikasi
2010	Ikatan Perstatistikaan Indonesia (ISI)	Bidang Organisasi

Bandung, 22 September 2013

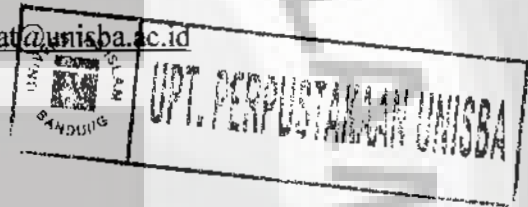


Dr. Nusar Hajarisman, MS.

NIK. D.94.0.200

Bio Data**17 6182**

Nama lengkap dengan gelar : Yayat Karyaana, Drs., MSi.
 Tempat, tanggal lahir : Garut, 14 Januari 1958
 NIK : D.86.0.040
 Fakultas/Program Studi : MIPA / Statistika
 Alamat Kantor : Jl. Purnawarman No : 63 Bandung
 Telp. (022)4203368 ext. 136
 Fax .(022)4201897
 Alamat Rumah : Hidayah 8 No. 139 Kel. Melong Cimahi Selatan Kota
 Cimahi.
 Telp./Hp : (022) 6037 326 / 082 120 679 710
 NPWP : 27.128.501.7-421.000
 E-Mail : yayatkaryana@gmail.com. yayat@unisba.ac.id
 Pangkat/Golongan : Pembina UtamaMuda / IVc
 Jabatan Fungsional : Lektor Kepala
 Bidang Keahlian : Statistika dan Demografi

**a. Pendidikan (sarjana ke atas)**

NO	UNIVERSITAS/INSTITUT DAN LOKASI	GELAR	TAHUN SELESAI	BIDANG STUDI
1	Universitas Islam Bandung di Bandung	Drs.	1986	Statistika
2	Universitas Indonesia di Jakarta	MSi.	1998	Demografi Formal

b. Pengalaman Kerja dalam penelitian, pengalaman profesional serta kedudukan saat ini (disusun secara kronologis)

Pengalaman Penelitian :

INSTITUSI	JABATAN	PERIODE KERJA
1. Menteri Negara Kependudukan Potensi Penduduk Kota Kecil	Anggota	1986
2. LPPM Unisba Efektifitas Buku Pembantu Dalam Mengajar Statistika Sosial di Unisba	Ketua	1990
3. LPPM Unisba Penentuan Tingkat Kematian Untuk Memodifikasi Tabel Kematian Penduduk Jawa Barat	Ketua	1993
4. Pascasarjana Universitas Indonesia Proyeksi Indeks Migrasi Antar Propinsi di Indonesia Tahun 1990-1995	Tesis	1998
5. DIKTI (SEMI QUE) Proyeksi Penduduk Indonesia Dengan Menggunakan Metoda Campuran	Ketua	2003
6. DIKTI (SEMI QUE) Efektifitas Multimedia Dalam Mengajar Matematika di FMIPA Unisba	Anggota	2004
7. Prodi Statistika FMIPA Unisba Proyeksi Penduduk Indonesia Tahun 2010-2060 Dg Asumsi Fertilitas Naik	Ketua	2008
8. LPPM UNISBA Pengembangan Metode Komponen Dalam Proyeksi Penduduk Indonesia Tahun 2015-2050 Menggunakan Metode Campuran Dengan Pendekatan Demografi Multiregional	Ketua	2010
9. BKKBN Jabar Taksiran TFR Berdasarkan Hasil Proyeksi Penduduk Jawa Barat Tahun 2015 Menggunakan Metode Campuran	Ketua	2011
10. Center of Economics and Development Studies (CEDS) UNPAD. MALPE Dan MAPE Proyeksi Penduduk Jawa Barat Tahun 2010 Dari Metode Komponen Dan Metode Campuran	Anggota	2012

Pengalaman Mengajar

NO	Mata Kuliah	Prodi/Fak.	Semester
1	Matematika Demografi	Statistika FMIPA Unisba	Genap
2	Metoda Statistika 2	FMIPA Unisba	Genap
3	Statistika Sosial	FIKOM Unisba	Genap
4	Statistika	Farmasi FMIPA Unisba	Ganjil
5	Ekonomi Pembangunan	Statistika FMIPA UNISBA	Ganjil

c. Daftar Publikasi

1. Karyana, Yayat. (1998), Perkiraan ASFR di Indonesia Sampai Tahun 2000. *Makalah Seminar Intern Jurusan Statitika FMIPA UNISBA.*
2. Karyana, Yayat. (1998), Penduduk dan Tingkat Urbanisasi di Indonesia Tahun 2000. *Makalah Seminar Intern Jurusan Statitika FMIPA UNISBA.*
3. Karyana, Yayat. (1998), Proyeksi Penduduk Indonesia Sampai Tahun 2000. *Makalah Seminar Intern Jurusan Statitika FMIPA UNISBA.*
4. Karyana, Yayat. (2002), Tabel Kematian Multistate Penduduk Jabar Berdasarkan Data Hasil SP 2000. *STATISTIKA :Forum Aplikasi dan Teori*, Jurnal Jurusan Statistika FMIPA Unisba, Vol. 2, Nomor 2.
5. Karyana, Yayat. (2002), Proyeksi Penduduk Dengan Metoda Campuran. *Berkala Ilmiah : Majalah Ilmiah Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam*, Majalah Ilmiah FMIPA UGM, Edisi Khusus, Nomor 3.
6. Karyana, Yayat. (2002), Estimasi Matriks Peluang Transisi Penduduk Jatim. *MATEMATIKA : Jurnal Matematika atau Pembelajarannya*, Jurnal Universitas negeri Malang, Edisi Khusus.
7. Karyana, Yayat. (2003), Evaluasi Proyeksi Penduduk Indonesia. *Makalah Seminar Nasional Matematika Jurusan Matematika FMIPA UNPAD.*
8. Karyana, Yayat. (2003), Proyeksi Penduduk Indonesia Tahun 2005 Menggunakan Metoda Campuran Dengan Data Dasar Hasil SP 2000, *STATISTIKA :Forum Aplikasi dan Teori*, Jurnal Jurusan Statistika FMIPA Unisba, Vol. 3, Nomor 2.
9. Karyana, Yayat. (2004), Proyeksi Penduduk Tanpa Pertumbuhan Penduduk Indonesia. *FORUM STATISTIKA DAN KOMPUTASI*, Jurnal Dep. Statistika FMIPA IPB, Edisi Khusus.

10. Karyana, Yayat. (2005), Taksiran Level Tabel Kematian Dengan Metode Kohor Hipotesis Pada Populasi Tertutup. *Makalah Seminar Nasional Matematika Universitas Indonesia.*
11. Karyana, Yayat. (2005), Taksiran Level Tabel Kematian Dengan Metode Trussel Pada Populasi Tertutup. *Makalah Seminar Nasional Matematika dan Pendidikan Matematika Universitas Negeri Yogyakarta.*
12. Karyana, Yayat. (2006), Proyeksi Migrasi Penduduk Jawa Barat. *Makalah Seminar Nasional Matematika, Statistika dan Pendidikan Matematika Jurusan Matematika FMIPA UNPAD.*
13. Karyana, Yayat. (2007), Proyeksi Penduduk Kota Bandung Dengan Metoda Campuran. *Prosiding Seminar Nasional Matematika UNPAR Bandung.*
14. Karyana, Yayat. (2008), The Estimation of Death Probability in West Java and Banten Population Without Migration Effect. *Paper The 3rd International Conference on Mathematics and Statistics (IcoMS-3) Institut Pertanian Bogor, Indonesia 5-6 August 2008.*
15. Karyana, Yayat. (2008), Proyeksi Penduduk dan Problematikanya. *Makalah Seminar Sosialisasi Program BPS Subang.*
16. Karyana, Yayat. (2010a), MAPLE Dan MAPE Proyeksi Penduduk Indonesia Tahun 2005 Dari Metode Komponen dan Metode Campuran. *Prosiding Seminar Nasional Matematika UNPAR Bandung.*
17. Karyana, Yayat. (2010b), Proyeksi Penduduk Indonesia Sampai Dengan Tahun 2060 Dengan Data Dasar Hasil SUPAS 2005. *Prosiding Seminar Hasil Penelitian UNISBA Bandung.*
18. Karyana, Yayat. (2011a), Proyeksi Penduduk Indonesia Tahun 2015-2025 Dengan Asumsi TFR Tetap, *Prosiding Konferensi Nasional Sains dan Aplikasinya UNISBA Bandung.*
19. Karyana, Yayat. (2011b), Taksiran TFR Berdasarkan Hasil Proyeksi Penduduk Indonesia Menggunakan Metode Campuran, *Prosiding Seminar Nasional Statistika UNPAD Bandung.*
20. Karyana, Yayat. (2012a), Taksiran TFR (*Total Fertility Rate*) Penduduk Jawa Barat Tahun 2015 Berdasarkan Hasil Proyeksi Penduduk Menggunakan Metode Campuran, *Prosiding Seminar Nasional Matematika UNPAR Bandung.*
21. Karyana, Yayat. (2012b), Proyeksi Penduduk Jawa Barat Tahun 2015-2035, *Prosiding Seminar Nasional Statistika UNPAD Bandung.*

22. Hadiyanto, Ferry dan Karyana, Yayat, **MALPE Dan MAPE Proyeksi Penduduk Jawa Barat Tahun 2010 Dari Metode Komponen Dan Metode Campuran**, Lapan Akhir Penelitian Small Research Grant (SRG) *Center of Economics and Development Studies (CEDS) UNPAD*, 2013.

Bandung, 17 Maret 2014



(Yayat Karyana)



FORMULIR EVALUASI ATAS CAPAIAN LUARAN KEGIATAN

Ketua : Dr. NUSAR HAJARISMAN S.Si., M.Si
Perguruan Tinggi : Universitas Islam Bandung
Judul : Pengembangan Model Berbasis Geografis untuk Variabel Respons yang Berdistribusi Poisson
Skema : Penelitian Fundamental
Waktu Kegiatan : Tahun ke 2 dari rencana 2 tahun

Luaran yang direncanakan dan jumlah capaian

No	Luaran yang Direncanakan	Jumlah Capaian
----	--------------------------	----------------

CAPAIAN DISERTAI DENGAN LAMPIRAN BUKTI-BUKTI LUARAN KEGIATAN

1. PUBLIKASI ILMIAH

	Keterangan
Artikel jurnal ke-1.	
Nama jurnal yang dituju	Journal of Applied Probability and Statistics
Klasifikasi jurnal	Internasional
Impact factor jurnal	0.00
Judul artikel	Effect of Health Facilities and Socio-Economic Factors on the Level of Child Survival Based on Geographic Modeling
Status naskah	Draf artikel
Artikel jurnal ke-2.	
Nama jurnal yang dituju	Mimbar: Social and Development Journal
Klasifikasi jurnal	Nasional Terkreditasi
Impact factor jurnal	0.00
Judul artikel	Geographic Modeling on The Infant Mortality Rate In West Java
Status naskah	Sudah terbit

2. BUKU AJAR

	Keterangan
--	------------

3. PEMBICARA PADA PERTEMUAN ILMIAH (SEMINAR/SIMPOSIUM)

	Keterangan
Pertemuan Ilmiah ke-1.	
Judul Makalah	Identifikasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Angka Kematian Bayi di Provinsi Jawa Barat melalui Model Berbasis Regional
Nama Pertemuan Ilmiah	Seminar Nasional Penelitian dan Pengabdian kepada Masyarakat 2016
Tempat Pelaksanaan	Bandung
Waktu Pelaksanaan	10/26/2016 12:00:00 AM
Jenis Pertemuan	Nasional
Status naskah	Sudah dilaksanakan

4. SEBAGAI PEMBICARA KUNCI (KEYNOTE SPEAKER)

	Keterangan

5. UNDANGAN SEBAGAI VISITING SCIENTIST PADA PERGURUAN TINGGI LAIN

	Keterangan

6. CAPAIAN LUARAN LAINNYA

Capaian	Uraian

Bandung, 27 - 10 - 2016
Ketua,

(Dr. NUSAR HAJARISMAN S.Si., M.Si)

Identifikasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Angka Kematian Bayi di Provinsi Jawa Barat melalui Model Berbasis Regional

Nusar Hajarisman dan Yayat Karyaana

Program Studi Statistika, Universitas Islam Bandung
nusarhajarisman@yahoo.com

Abstrak. Dalam pemodelan berbasis regional/wilayah, model global seperti model regresi linear biasa (*ordinary linear regressio*, OLR) secara teoritis memberikan informasi lokal yang cukup andal apabila tidak ada keragaman spasial menurut wilayah. Dengan kata lain, model OLR tidak mampu menggambarkan bentuk hubungan antar variabel pada saat keragaman antar wilayah bersifat heterogen. Dalam penelitian ini akan dipertimbangkan beberapa model yang akan digunakan untuk menaksir atau memprediksi angka kematian bayi pada berbagai kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Terdapat tiga buah model yang akan dikaji dalam penelitian ini yang merupakan model regresi dengan memperhatikan efek spasial. Oleh karena variabel respons yang diamati adalah berbentuk data cacahan yang diasumsikan berdistribusi Poisson, maka model-model tersebut adalah model *geographically weighted Poisson regression* (GWPR). Model yang lebih baik digunakan untuk menganalisis data kematian bayi di tiap kabupaten/kota di Propinsi Jawa Barat berdasarkan nilai AIC yang terkecil adalah model GWPR (dibandingkan dengan model regresi Poisson), dimana terdapat informasi perbedaan yang menarik dan penting dari tiap kabupaten/kota di Propinsi Jawa Barat mengenai faktor yang signifikan terhadap jumlah kematian bayi di wilayah tersebut.

Kata Kunci: *geographically weighted Poisson regression*, regresi Poisson, fungsi kernel, Akaike's Information Criterion, Angka Kematian Bayi.

PENDAHULUAN

Angka kematian bayi (AKB) merupakan salah satu indikator penting dalam menentukan tingkat kesehatan masyarakat. Keberhasilan pembangunan kesehatan berperan penting dalam meningkatkan mutu kualitas sumber daya manusia suatu negara. Pembangunan bidang kesehatan diarahkan untuk mencapai komitmen internasional yang dituangkan dalam Millennium Development Goals (MDGs). Salah satu tujuan MDGs adalah menurunkan angka kematian anak. Kecenderungan angka kematian bayi di Jawa Barat selama beberapa dekade terakhir terus mengalami penurunan, seiring dengan terus membaiknya derajat kesehatan yang ditunjukkan dengan meningkatnya angka harapan hidup penduduk. Berdasarkan hasil SP 1980, angka kematian bayi (AKB) di Jawa Barat masih tercatat sebesar 134 per 1000 kelahiran, berarti secara rata-rata setiap 1000 kelahiran hidup masih terdapat sebanyak 134 bayi diperkirakan meninggal. Kondisi tersebut mencerminkan derajat kesehatan masyarakat waktu itu masih begitu rendah. Seiring digulirkannya berbagai upaya peningkatan derajat kesehatan, seperti : memudahkan akses masyarakat untuk berobat ke tenaga kesehatan melalui pendirian puskesmas dan puskesmas pembantu, dan melakukan penyuluhan kesehatan melalui posyandu dan kader kesehatan, sangat membantu menurunkan kejadian kematian pada bayi dan ibu. Pada tahun 2003, AKB di Propinsi Jawa Barat menjadi hanya sekitar 42,50 per 1000 kelahiran atau secara rata-rata dari setiap 1000 kelahiran hidup hanya terdapat 42 bayi diperkirakan meninggal dan di tahun 2004 kembali turun menjadi hanya 41,72 per 1000 kelahiran.

Beberapa penelitian menunjukkan bahwa tingginya angka kematian bayi bukan hanya karena masalah medis, melainkan non medis yang sifatnya sangat fundamental (mendasar dan besar), seperti minimnya sarana dan prasarana kesehatan, jauhnya akses masyarakat menuju puskesmas, minimnya tenaga bidan, lemahnya ekonomi dan juga bisa karena human error dari faktor ibu sendiri. Survei Demografi dan Kesehatan Indonesia (SDKI) tahun 2002-2003 mengumpulkan berbagai informasi, diantaranya tentang kematian bayi yang dikelompokkan berdasarkan karakteristik sosial ekonomi dan biodemografis. Variabel sosial ekonomi tersebut

mencakup tempat tinggal, pendidikan, serta indeks kekayaan kuantil. Variabel biodemografis meliputi umur ibu, paritas dan jarak kelahiran. Beberapa variabel lain yang berpengaruh terhadap kematian bayi antara lain berat bayi saat lahir, pemeriksaan kehamilan dan penolong kelahiran, serta komplikasi saat persalinan, semuanya telah tercakup didalamnya.

Tingginya AKB tidak bisa dibiarkan begitu saja mengingat kelangsungan hidup anak menentukan kualitas sumber daya manusia dimasa yang akan datang. Oleh karena itu diperlukan intervensi untuk mengurangi angka kematian bayi. Intervensi yang efektif dapat dilakukan jika faktor-faktor signifikan yang mempengaruhi kematian bayi dapat diketahui. Pada dasarnya untuk mengidentifikasi faktor-faktor tersebut dapat dilakukan melalui analisis regresi linear biasa (*ordinary linear regression*, OLR). Analisis regresi seperti ini dilandasi oleh berbagai asumsi yang harus dipenuhi, misalnya asumsi mengenai residu yang harus berdistribusi normal dan saling bebas, serta mempunyai varians yang homogen. Dalam penelitian sosial, terutama data yang diperoleh melalui hasil survey seperti data tentang angka kematian bayi, seringkali memberikan suatu variabel respons yang bersifat nonstasioner secara spasial, yaitu bergantung pada wilayah atau area yang diamati. Dalam pemodelan berbasis regional/wilayah, model global secara teoritis memberikan informasi lokal yang cukup andal apabila tidak ada keragaman spasial menurut wilayah. Dengan kata lain, model OLR mampu menggambarkan bentuk hubungan antar variabel pada saat keragaman antar wilayah bersifat homogen.

Konsekuensi dari adanya pelanggaran asumsi tersebut adalah pada nilai penaksir galat baku parameter. Apabila penaksir galat baku parameter ini digunakan untuk menghitung selang kepercayaan dan untuk mengerjakan pengujian hipotesis statistik, maka akan diperoleh rata-rata yang terlalu kecil. Hal ini akan berakibat pada selang kepercayaan yang terlalu pendek serta pada pengujian hipotesis akan selalu menolak hipotesis nol. Dengan kata lain, dalam melakukan analisis untuk kasus seperti ini, maka hal ini akan memperbesar salah jenis I, yang artinya peluang untuk menolak hipotesis nol yang seharusnya diterima menjadi semakin besar. Berdasarkan hal tersebut, maka perlu dicari suatu model untuk mendapatkan solusi statistika yang tepat dalam menentukan hubungan fungsional antara respon dengan sejumlah variabel prediktor, dimana variabel responnya tidak saling bebas serta adanya keragaman spasial antar wilayah.

Dalam penelitian ini akan dipertimbangkan beberapa model yang akan digunakan untuk menaksir atau memprediksi angka kematian bayi pada berbagai kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Terdapat tiga buah model yang akan dikaji dalam penelitian ini yang merupakan model regresi dengan memperhatikan efek spasial. Oleh karena variabel respons yang diamati adalah berbentuk data cacahan yang diasumsikan berdistribusi Poisson, maka model-model tersebut adalah model *geographically weighted Poisson regression* (GWPPR). Berdasarkan hasil-hasil yang diperoleh dari ketiga model tersebut, kemudian akan dianalisis model mana yang mempunyai derajat kecocokan yang paling tinggi terhadap data (menurut berbagai ukuran statistika yang relevan), sehingga diperoleh informasi yang valid mengenai faktor-faktor yang berpengaruh terhadap angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat.

Penelitian ini bertujuan untuk memberikan suatu alternatif kepada para pemerhati dan pengguna statistik yang tertarik pada penerapan pemodelan statistik spasial. Secara khusus terdapat dua tujuan utama yang ingin dicapai dari penelitian ini, yaitu memilih model yang tepat untuk menganalisis hubungan antara variabel respons dengan satu atau lebih variabel prediktor dimana terdapat masalah keragaman spasial menurut wilayah/regional; serta mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat berdasarkan pemodelan berbasis regional.

Penelitian ini perlu dilakukan mengingat pemodelan regresi yang banyak digunakan saat ini masih menggunakan model regresi linear biasa yang mengabaikan efek keragaman spasial antar regional. Apabila model klasik ini diterapkan secara universal pada seluruh regional atau wilayah, maka bentuk hubungan tersebut menjadi tidak valid. Hal ini tentu saja akan membawa pada suatu kesimpulan yang sangat keliru tentang fenomena yang sedang dikaji.

Hasil dari kajian pengembangan model berbasis regional ini akan diaplikasikan untuk memprediksi faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat. Tingginya AKB di Provinsi Jawa Barat tidak bisa dibiarkan begitu saja mengingat kelangsungan hidup anak menentukan kualitas sumber daya manusia pada masa yang akan datang. Oleh karena itu diperlukan intervensi untuk mengurangi angka kematian bayi. Intervensi yang efektif dapat dilakukan jika faktor-faktor signifikan yang mempengaruhi kematian bayi dapat diketahui. Dengan demikian hasil-hasil temuan dari penelitian ini dapat digunakan oleh pemerintah daerah dalam menentukan arah kebijakan yang lebih terarah, terutama yang berkaitan dengan pembangunan bidang kesehatan.

TINJAUAN PUSTAKA

Konsep Angka Kematian Bayi

Dalam Rencana Strategis (Renstra) Pemerintah Propinsi Jawa Barat Tahun 2008 - 2013 disebutkan bahwa strategi utama meningkatkan kualitas Sumber Daya Manusia (SDM) di tempuh melalui upaya peningkatan pendidikan dan kesehatan yang dalam pelaksanaannya dikelola melalui pendekatan siklus hidup dan pemberdayaan kemampuan secara profesional. Pembangunan kesehatan ditujukan untuk meningkatkan derajat kesehatan dengan menurunkan angka kematian khususnya angka kematian bayi, angka kematian ibu, dan angka kematian balita. Selain itu perlu ditargetkan pula upaya meningkatkan kualitas kesehatan lingkungan dan perilaku sehat pada masyarakat.

Indikator kesehatan yang cukup menarik untuk diamati antara lain adalah angka kematian bayi, angka kesakitan dan pemenuhan gizi. Derajat kesehatan penduduk dipengaruhi oleh faktor-faktor seperti budaya, gaya hidup, tingkat pendidikan, tingkat kesejahteraan, dan lain-lain. Faktor budaya berkaitan dengan kebiasaan penduduk pada umumnya misal; kebiasaan mencampurkan tempat tinggal dengan tempat binatang ternak, sampah yang dibuang sembarangan, penggunaan air sungai sebagai sumber air bersih. Sedangkan gaya hidup menyangkut perubahan perilaku yang massal akibat masuknya nilai-nilai baru yang dianggap modern seperti merokok, minum-minuman keras, makan makanan fast food; yang sebenarnya kebiasaan tersebut merupakan gaya hidup yang kurang sehat, atau lebih mendatangkan penyakit. Rendahnya tingkat pendidikan masyarakat menyulitkan dalam mensosialisasikan kebiasaan-kebiasaan hidup yang sehat. Tingkat ekonomi yang rendah menghambat masyarakat atas akses terhadap fasilitas-fasilitas kesehatan, dan juga rendahnya tingkat pemenuhan gizi yang diperlukan tubuh.

Beberapa indikator derajat kesehatan penduduk yang mencerminkan derajat kesehatan masyarakat, antara lain adalah angka kematian bayi (AKB/IMR), angka kematian kasar (AKK/CDR), status gizi, dan angka harapan hidup. Besarnya angka dari indikator tersebut berkaitan erat dengan tingkat pendidikan keluarga terutama ibu, perilaku hidup sehat, kebersihan, dan kesehatan lingkungan serta sarana pelayanan kesehatan yang tersedia. Selain faktor-faktor diatas, tinggi rendahnya AKB juga dipengaruhi oleh masa persalinan, pemberian air susu ibu (ASI) dan makanan, serta pemberian imunisasi. Oleh karena itu, lamanya pemberian ASI dan kelengkapan pemberian imunisasi perlu diperhatikan.

Untuk keperluan pemantauan hasil pembangunan manusia, AKB yang tinggi mencerminkan banyak hal. Rendahnya tingkat penggunaan maupun pelayanan kesehatan, kekurangan gizi, kontaminasi lingkungan serta rendahnya pendidikan para ibu merupakan faktor-faktor yang mempengaruhi AKB. Oleh sebab itu, upaya untuk menurunkan AKB adalah melalui peningkatan pendidikan bagi kaum perempuan. Diharapkan budaya patrilineal, yang memprioritaskan pendidikan anak laki-laki dibanding perempuan, yang masih dianut sebagian masyarakat dapat dihilangkan. Dengan demikian kesenjangan kualitas SDM antara perempuan dan laki-laki tidaklah terlalu lebar.

Kecenderungan angka kematian bayi di Jawa Barat selama beberapa dekade terakhir terus mengalami penurunan, seiring dengan terus membaiknya derajat kesehatan yang ditunjukkan dengan meningkatnya angka harapan hidup penduduk. Berdasarkan hasil SP 1980, angka kematian bayi (AKB) di Jawa Barat masih tercatat sebesar 134 per 1000 kelahiran, berarti secara rata-rata setiap 1000 kelahiran hidup masih terdapat sebanyak 134 bayi diperkirakan meninggal. Kondisi tersebut mencerminkan derajat kesehatan masyarakat waktu itu masih begitu rendah. Seiring digulirkannya berbagai upaya peningkatan derajat kesehatan, seperti : memudahkan akses masyarakat untuk berobat ke tenaga kesehatan melalui pendirian puskesmas dan puskesmas pembantu, dan melakukan penyuluhan kesehatan melalui posyandu dan kader kesehatan, sangat membantu menurunkan kejadian kematian pada bayi dan ibu. Pada tahun 2003, AKB di Propinsi Jawa Barat menjadi hanya sekitar 42,50 per 1000 kelahiran atau secara rata-rata dari setiap 1000 kelahiran hidup hanya terdapat 42 bayi diperkirakan meninggal dan di tahun 2004 kembali turun menjadi hanya 41,72 per 1000 kelahiran. Jika dilihat menurut jenis kelamin, pencapaian AKB perempuan relatif lebih baik dibandingkan AKB laki-laki. Data tahun 2004 menunjukkan, AKB perempuan mencapai sekitar 40,44 per 1000 kelahiran hidup relatif lebih rendah dibandingkan AKB laki-laki yang mencapai 45,12 per 1000 kelahiran hidup.

Dilihat dari perspektif pembangunan manusia, upaya peningkatan derajat kesehatan melalui penurunan angka kematian bayi secara signifikan sangat membutuhkan upaya penajaman pemikiran, yaitu bagaimana mengintervensi problem-problem kesehatan terutama pada ibu, bayi dan anak, dengan fokus lebih spesifik diarahkan secara khusus ke daerah-daerah pedesaan. Dengan cakupan layanan kesehatan yang belum begitu optimal karena wilayah Jawa Barat yang cukup luas, tampaknya diperlukan upaya prioritas pada daerah-daerah yang memiliki persebaran AKB yang cukup tinggi, seperti di wilayah pantura dan Jawa Barat bagian selatan misalnya. Menurut data tahun 2004, capaian AKB pada daerah-daerah tersebut relatif cukup tinggi, seperti di Kabupaten Karawang misalnya, capaian AKB-nya sekitar 55,70 per 1000 kelahiran hidup, kemudian disusul Kabupaten Cirebon (54,46 per 1000 kelahiran hidup), Kabupaten Indramayu (53,89), Kabupaten Majalengka (48,50) dan Kabupaten Bekasi (46,61). Sedangkan di wilayah selatan Jawa Barat, AKB yang cukup tinggi terjadi di Kabupaten Garut yang mencapai 53,79 per 1000 kelahiran hidup, dan Kabupaten Tasikmalaya (48,75) serta Kabupaten Cianjur (50,87).

Tingginya angka kematian bayi dan balita tidak dapat dibiarkan begitu saja, mengingat kelangsungan hidup anak sangat menentukan kualitas sumber daya manusia di masa yang akan datang. Oleh karena itu, diperlukan intervensi yang tepat untuk mengurangi angka kematian tersebut. Intervensi yang efektif hanya dapat dilakukan, jika diketahui faktor-faktor signifikan yang mempengaruhi kelangsungan hidup anak. Berbagai studi empiris yang telah dilakukan berkenaan dengan angka kematian bayi menunjukkan bahwa tidak hanya faktor di dalam sektor kesehatan, seperti jumlah puskesmas, bidan, dan infrastruktur kesehatan yang mempengaruhi kelangsungan hidup anak, tetapi juga faktor di luar sektor kesehatan, seperti tingkat pendidikan orang tua dan tingkat pendapatan rumah tangga.

Angka Kematian Bayi (AKB) adalah banyaknya kematian bayi berusia dibawah satu tahun, per 1000 kelahiran hidup pada satu tahun tertentu. Selanjutnya, AKB dihitung dengan menggunakan rumus:

$$AKB = \frac{Y_{0-<1th}}{\sum \text{lahir hidup}} \times 1000$$

dimana: $Y_{0-<1th}$ adalah Jumlah Kematian Bayi (berumur kurang 1 tahun) pada satu tahun tertentu di daerah tertentu, serta \sum lahir hidup adalah jumlah kelahiran hidup pada satu tahun tertentu di daerah tertentu.

Model Geographically Weighted Poisson Regression

Dari berbagai studi yang telah dilakukan, untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang secara signifikan berpengaruh pada Angka Kematian Bayi pada umumnya menggunakan metode regresi linear biasa (OLR). Metode OLR ini didasarkan pada metode kuadrat terkecil biasa untuk menaksir parameter yang berada di dalam model. Menurut Montgomery dan Peck (1992) terdapat tiga masalah utama yang dihadapi dalam analisis kuadrat terkecil. Ketiga masalah itu adalah berhubungan dengan gagalannya memenuhi asumsi dasar, yaitu kenormalan, varians homogen, serta galat yang saling bebas. Masalah lain yang juga timbul adalah adanya data pencilan yang berpotensi sebagai data berpengaruh, ketidaklayakan spesifikasi bentuk fungsional dari model, serta adanya ketergantungan yang kuat diantara variabel bebas (multikolinearitas).

Namun demikian, dalam pemodelan berbasis regional, model global seperti metode OLR secara teoritis memang mampu memberikan informasi lokal yang andal apabila tidak terdapat keragaman spasial antar wilayah. Dengan kata lain, model OLR mampu menangkap hubungan antar variabel ketika pengamatan antar wilayah cenderung homogen, artinya pengukuran dari bentuk hubungan tersebut tidak bergantung pada wilayah. Keadaan ini disebut juga sebagai stasioneritas spasial (Fotheringham et al., 2002). Dalam penelitian ilmu sosial dan kesehatan masyarakat, seperti kajian tentang angka kematian bayi ini, objek penelitian (misalnya provinsi atau kabupaten/kota) pada umumnya tidak stasioner. Oleh karena itu, apabila model OLR diterapkan secara universal pada seluruh wilayah, maka bentuk hubungan tersebut menjadi tidak valid karena mengabaikan keragaman spasial.

Untuk mengatasi masalah tersebut telah mulai banyak berkembang model statistik yang mengakomodasi keragaman spasial antar wilayah dengan menggunakan pendekatan statistik spasial. Salah satu pendekatan yang dapat digunakan untuk membentuk model nonstasioner spasial adalah model regresi terboboti secara geografis (*geographically weighted regression*, GWR) yang pertama kali dipopulerkan oleh Brunson et al. (1996, 1999). Model ini merupakan perluasan dari model regresi terboboti dimana bobot yang digunakan dalam GWR adalah berdasarkan pada posisi relatif atau jarak antar wilayah (Leung et al., 2000). Dalam model GWR, parameter lokal ditaksir dengan cara menetapkan bobot yang lebih besar pada pengamatan yang berdekatan dibandingkan dengan jaraknya lebih jauh, sehingga parameter lokal ini cenderung bervariasi menurut wilayahnya (Jetz et al. 2005). Dengan menggunakan model GWR maka untuk setiap wilayah akan mempunyai model taksiran tersendiri. Model GWR sudah mulai banyak diaplikasikan pada beberapa bidang seperti sosial ekonomi dan kependudukan, sebagaimana oleh Propastin et al. (2006), Pavlyule (2009), dan Shariff, et al. (2010).

Bentuk umum dari model GWR dinyatakan sebagai

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

dimana (u_i, v_i) menyatakan lokasi dari pengamatan ke- i dalam ruang geografis, $\beta_k(u_i, v_i)$ adalah parameter ke- k dari pengamatan ke- i . Tidak seperti dalam model OLR, model GWR dimungkinkan penaksir parameternya bervariasi menurut wilayah. Oleh karena itu, model ini sangat bermanfaat untuk menampilkan penaksir parameter lokal (Mennis, 2006). Penaksir $\beta_k(u_i, v_i)$ diperoleh melalui metode kuadrat terkecil diboboti.

Model GWR yang dibahas pada bagian sebelumnya merupakan model berbasis regional untuk data atau variabel respons yang berbentuk kontinu, khususnya yang mengikuti distribusi normal. Model GWR tersebut kemudian dikembangkan untuk data dengan variabel respons yang berbentuk diskrit, khususnya yang berbentuk data cacahan (*count data*). Data diskrit yang berbentuk data cacahan ini pada umumnya diasumsikan mengikuti distribusi Poisson, sehingga model yang dapat digunakan untuk memodelkan data cacahan seperti itu adalah model *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR). Model GWPR menghasilkan penaksir parameter model yang bersifat lokal untuk setiap titik atau lokasi dimana data tersebut dikumpulkan. Model GWPR dapat ditulis sebagai berikut pada persamaan

$$\mu_i = \exp(x_i^T \beta(U_i)) \quad \dots (2)$$

dimana

$$x_i = (1 \quad x_{1i} \quad x_{2i} \dots x_{pi})^T$$

$$\beta(U_i) = (\beta_0(U_i) \quad \beta_1(U_i) \quad \beta_2(U_i) \dots \beta_p(U_i))^T$$

$U_i = (u_i, v_i)$ merupakan koordinat (lintang, bujur) lokasi ke- i

Penaksiran parameter model GWPR dapat dilakukan dengan menggunakan metode *maximum likelihood estimation* (MLE). Penaksir parameter diperoleh dengan memaksimalkan fungsi log-likelihoodnya dengan cara menurunkannya terhadap $\beta^T(U_i)$, kemudian hasilnya disamakan dengan dengan nol. Persamaan tersebut merupakan persamaan yang berbentuk implisit sehingga untuk menyelesaikan permasalahan tersebut digunakan suatu prosedur iterasi numerik yaitu dengan menggunakan metode *Iteratively Reweighted least Square* (IRWLS). Penaksir parameter model GWPR adalah sebagai berikut:

$$\beta^{(m+1)}(U_i) = (X^T W(U_i)^{(m)} A(U_i)^{(m)} X)^{-1} (X^T W(U_i)^{(m)} A(U_i)^{(m)} z(u_i)^{(m)}) \quad \dots (3)$$

dimana:

X : matrik prediktor, dinotasikan sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} 1 & x_{1,1} & \dots & x_{k,1} \\ 1 & x_{1,2} & \dots & x_{k,2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1,n} & \dots & x_{k,n} \end{bmatrix}$$

$W(U_i)$: matrik pembobot, dinotasikan sebagai berikut:

$$W(U_i) = \text{diag} [w_{i1} \ w_{i2} \ \dots \ w_{in}]$$

$A(U_i)^{(m)}$: matrik pembobot varians yang berhubungan dengan *Fisher scoring* untuk setiap lokasi i , dinotasikan sebagai berikut:

$$A(U_i) = \text{diag} [\hat{y}_i(\beta^{(m)}(U_i)) \ \hat{y}_2(\beta^{(m)}(U_i)) \ \dots \ \hat{y}_n(\beta^{(m)}(U_i))]]$$

Dan (u_i) : vektor *adjusted* dari variabel respon, didefinisikan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} z^{(m)}(U_i) &= (z_1^{(m)}(U_i), z_2^{(m)}(U_i), \dots, z_n^{(m)}(U_i))^t \\ z_j^{(m)}(U_i) &= \left\{ \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) + X_i^T \hat{\beta}^{(m)}(U_i) \right\} \\ z_j^{(m)}(U_i) &= \left\{ \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) + \left(\beta_0^{(m)}(U_i) + \sum_k \beta_k^{(m)}(U_i) x_{k,j} \right) \right\} \\ z_j^{(m)}(U_i) &= \left\{ \eta_j \beta^{(m)}(U_i) + \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) \right\} \end{aligned}$$

Pengujian kelayakan model yang diperoleh dari estimasi parameter, dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan melakukan pengujian hipotesis berikut:

H_0 : $\beta_k(u_i, v_i) = \beta_k, k = 1, 2, \dots, p$ (tidak ada perbedaan yang signifikan antara model regresi Poisson dan GWPR)

melawan

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 model regresi Poisson dan GWPR).

$$D(\hat{\beta}) = -2\ln\left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}\right) \quad \dots (4)$$

$D(\hat{\beta})$ disebut juga sebagai statistic rasio likelihood, dimana statistic ini merupakan pendekatan dari distribusi χ^2 dengan derajat bebas $(n - k - 1)$ dibawah model yang sedang diamati adalah benar, $D(\hat{\beta})$ disebut juga sebagai statistik rasio likelihood. Pengujian kesesuaian model GWPR regresi Poisson dinyatakan dengan model A dengan derajat bebas df_A dan model GWPR dinyatakan dengan model B dengan derajat bebas df_B maka:

$$F_{hit} = \frac{\text{Devians Model B} / df_A}{\text{Devians Model B} / df_B} \quad \dots (5)$$

Kriteria pengujianya adalah tolak H_0 apabila $F_{hit} > F_{(\alpha; df_A; df_B)}$

Pengujian parameter model dilakukan dengan menguji parameter secara parsial. Pengujian ini untuk mengetahui parameter mana saja yang signifikan mempengaruhi variabel responnya. Bentuk hipotesisnya adalah sebagai berikut:

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

$$H_1: \beta_k(u_i, v_i) \neq 0; k = 1, 2, \dots, p$$

Dalam pengujian hipotesis di atas dapat digunakan statistic uji sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\beta}_k(u_i)}{Se(\hat{\beta}_k(u_i))} \quad \dots (6)$$

Kriteria pengujianya adalah tolak H_0 jika $|t_{hit}| > t_{\frac{\alpha}{2}; n-(p+1)}$.

Pada analisis spasial, penaksiran parameter pada suatu titik (u_i, v_i) akan lebih dipengaruhi oleh titik-titik yang dekat dengan lokasi (u_i, v_i) dari pada titik-titik yang lebih jauh. Oleh karena itu pemilihan pembobot spasial yang digunakan dalam menaksir parameter pada persamaan menjadi sangat penting. Bobot yang digunakan adalah fungsi kernel dirumuskan berikut:

$$w_j(u_i, v_i) = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{G}\right)^2\right)^2, & \text{untuk } d_{ij} \leq G; \\ 0, & \text{untuk } d_{ij} > G \end{cases} \quad \dots (7)$$

Selanjutnya, untuk mendapatkan model yang terbaik maka sejumlah model harus dievaluasi. Metode yang digunakan untuk memilih bandwidth optimum dan model terbaik untuk GWPR adalah dengan menggunakan metode *AIC (Akaike's Information Criterion)*. Model terbaik untuk menganalisa jumlah kematian bayi di Propinsi Jawa Timur adalah model dengan nilai *AIC* terkecil.

$$AIC = D(G) + 2K(G) \quad \dots (8)$$

dimana $D(G) = \sum_i^N (y_i \log \hat{y}_i(\beta(u_i), G) / y_i + (y_i - \hat{y}_i(u_i), G))$, dan $K(G)$ = jumlah parameter dalam model dengan *bandwidth* (G).

METODOLOGI PENELITIAN

Bahan Penelitian

Bahan atau data yang digunakan dalam penelitian merupakan data sekunder, dimana sumber data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data hasil survey yang dilakukan oleh Badan Pusat Statistika (BPS), yaitu Survey Sosial Ekonomi Nasional (Susenas) dan Suvey Demografi dan Kesehatan Indonesia (SDKI).

Pokok-pokok atau komponen informasi yang dapat digali dari data Susenas 2007 adalah Keterangan Tempat; Keterangan Pokok Rumah Tangga; Keterangan Anggota Rumah Tangga;

Keterangan Mortalitas Sejak Tahun 2004; Keterangan Perorangan Tentang Kesehatan Balita; Pendidikan; Ketenagakerjaan; Fertilitas dan KB; Keterangan Perumahan; Pengeluaran Rumah Tangga; Keterangan Sosial Ekonomi lainnya; serta Teknologi dan Informasi.

Data SDKI khusus dirancang untuk mengumpulkan berbagai informasi mengenai tingkat kelahiran, mortalitas, prevalensi keluarga berencana dan kesehatan khususnya kesehatan reproduksi. Tujuan umum penyelenggaraan SDKI adalah dalam rangka mengumpulkan informasi mengenai kesehatan ibu dan anak serta informasi mengenai kesehatan reproduksi, prevalensi KB, pengetahuan tentang AIDS dan IMS serta prevalensi imunisasi. Sesuai dengan jenis data atau informasi yang dikumpulkan, kuesioner yang digunakan mencakup kuesioner untuk pengumpulan data rumah tangga dan kuesioner untuk pengumpulan data perorangan.

Variabel Penelitian

Sejumlah variabel yang akan digunakan dalam penelitian ini merupakan variabel yang dianggap mempengaruhi Angka Kematian Bayi. Variabel respons yang diamati adalah variabel BM, yaitu jumlah kematian bayi (berumur kurang 1 tahun) pada satu tahun tertentu di daerah (kabupaten/kota) tertentu. Sedangkan variabel LH merupakan variabel yang menyatakan jumlah kelahiran hidup pada satu tahun tertentu di daerah tertentu. Kemudian, terdapat 10 variabel prediktor yang akan diamati dalam penelitian ini, yaitu:

- NAKES = Persentase persalinan yang ditolong bukan oleh tenaga kesehatan adalah persentase ibu bersalin di suatu wilayah dalam kurun waktu tertentu, pertolongan persalinan oleh tenaga profesional: dokter spesialis kebidanan, dokter umum, bidan, pembantu bidan, pembantu bidan dan perawat bidan.
- KN1 = Perentase ibu yang tidak melakukan kunjungan bayi. Kunjungan anak usia kurang dari satu tahun (29 hari-11 bulan) untuk mendapatkan pelayanan
- MSKN = Persentase penduduk miskin.
- ASI = Persentase bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif, dimana ASI eksklusif adalah pemberian ASI saja tanpa makanan dan minuman lain sampai bayi berusia 6 bulan.
- RIST = Persentase ibu hamil risti, dimana ibu hamil risti adalah ibu hamil dengan keadaan penyimpangan dari normal yang secara langsung menyebabkan kesakitan dan kematian bagi ibu maupun bayinya.
- POSY = Persentase rasio ketersediaan POSYANDU terhadap penduduk.
- RSHT = Persentase rumah tidak sehat. Bangunan rumah tinggal yang memenuhi syarat kesehatannya itu memiliki jamban sehat, tempat pembuangan sampah, sarana air bersih, sarana pembuangan air limbah, ventilasi baik, kepadatan hunian rumah sesuai dan lantai rumah tidak dari tanah.
- PEND = Pendidikan terakhir yang ditempuh oleh ibu (dihitung dalam tahun).
- K1 = Persentase ibu hamil yang tidak melakukan kunjungan untuk mendapatkan pelayanan kesehatan oleh tenaga kesehatan profesional (dokter spesialis kandungan dan kebidanan, dokter umum, bidan dan perawat) selama masa kehamilannya.
- RTKS = Rasio ketersediaan tenaga kesehatan profesional dan tenaga kesehatan masyarakat terhadap penduduk.

Wilayah Penelitian

Wilayah atau area penelitian adalah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat yang meliputi 25 kabupaten/kota. Oleh karena data yang digunakan adalah SUSENAS 2007 dan SDKI 2010, maka Kabupaten Bandung Barat belum dijadikan objek penelitian. Adapun daftar kabupaten/kota yang dijadikan objek penelitian bersamaan dengan data kependudukan (sperti luas wilayah, banyaknya kecamatan, populasi, kepadatan penduduk, jumlah lahir hidup, serta jumlah bayi mayi) di Provisni Jawa Barat disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1
Data Kependudukan Provinsi Jawa Barat

No.	Kabupaten/Kota	Luas Wilayah	Kec.	Populasi	Kepadatan Penduduk	Jumlah Lahir Hidup	Jumlah Bayi Mati
1	KAB. BOGOR	26,639	40	4,316,236	1.620	88.633	174
2	KAB. SUKABUMI	412,799	47	2,258,253	547	49.220	109
3	KAB. CIANJUR	350,249	30	2,149,121	614	45.874	189
4	KAB. BANDUNG	163,937	30	3,038,038	1.853	67.541	114
5	KAB. GARUT	306,688	42	2,429,167	792	35.629	312
6	KAB. TASIKMALAYA	256,335	39	1,792,092	699	33.318	340
7	KAB. CIAMIS	255,909	36	1,586,076	620	28.158	347
8	KAB. KUNINGAN	116,826	32	1,140,777	976	55.434	107
9	KAB. CIREBON	99,036	40	2,162,644	2.184	41.684	413
10	KAB. MAJALENGKA	120,424	23	1,204,379	1.000	19.274	345
11	KAB. SUMEDANG	152,221	26	1,112,336	731	18.592	134
12	KAB. INDRAMAYU	20,403	31	1,795,372	880	29.359	328
13	KAB. SUBANG	205,176	22	1,459,077	711	29.003	170
14	KAB. PURWAKARTA	97,172	17	798.272	822	18.299	86
15	KAB. KARAWANG	175,327	30	2,073,356	1.183	50.049	196
16	KAB. BEKASI	127,388	23	2,032,008	1.595	52.223	190
17	KAB. BANDUNG BARAT	130,577	15	1,493,225	1.144		
18	KOTA BOGOR	11,869	6	866.034	7.297	19.335	28
19	KOTA SUKABUMI	4,981	7	300.694	6.037	6.659	39
20	KOTA BANDUNG	1,681	30	2,364,312	14.065	36.122	134
21	KOTA CIREBON	3,736	5	290.450	7.774	5.372	85
22	KOTA BEKASI	21,049	12	2,084,831	9.905	38.578	89
23	KOTA DEPOK	21,224	6	1,412,772	6.656	27.131	115
24	KOTA CIMAHI	4,026	3	518.985	12.891	9.729	60
25	KOTA TASIKMALAYA	17,779	8	624.478	3.512	13.100	104
26	KOTA BANJAR	11,431	4	180.744	1.581	4.165	69
	JAWA BARAT	35,533.89	604	41,483,729	1.167	822.481	4.277

Tahapan Penelitian

Secara umum penelitian ini dirancang untuk dapat diselesaikan dalam 6 (enam) bulanyang terbagi ke dalam 3 (tiga) tahapan dengan sistematika penelitian seperti yang dijelaskan pada Gambar 1. Ketiga tahapan itu adalah tahap penelusuran pustaka dan eksplorasi data, tahap pengembangan model secara teoritis, baik secara analitik maupun teknik simulasi, serta tahap implementasi dari pemodelan berbasis regional untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi Angka Kematian Bayi di Provinsi Jawa Barat. Selanjutnya, secara khusus tahapan penelitian mengenai penerapan model berbasis regional ini dilakukan dengan tahapan sebagai berikut:

1. Mengambil data angka kematian bayi sebagai variabel respon, dan ke-11 variabel prediktornya serta data spasial letak titik koordinat masing Kabupaten/ Kota di Provinsi Jawa Barat.
2. Menganalisis data untuk memperoleh informasi efek global dengan menggunakan model regresi Poisson.
3. Menganalisis data untuk memperoleh informasi efek lokal dengan menggunakan model GWPR, dengan langkah-langkah sebagai berikut:
 - a. Menghitung jarak euclidian antar lokasi pengamatan berdasarkan posisi geografis. Jarak euclidian antara lokasi i yang terletak pada koordinat (u_i, v_i) terhadap lokasi j yang terletak pada koordinat (u_j, v_j) diperoleh dengan menggunakan persamaan:

$$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2}$$
 - b. Mengurutkan jarak euclidian dari seluruh lokasi terhadap suatu lokasi i , sehingga diperoleh urutan tetangga terdekat (*nearest neighbour*) dari lokasi i . Pengurutan jarak euclidian dilakukan untuk $i = 1, 2, 3, \dots, 25$ sampai diperoleh urutan tetangga terdekat untuk seluruh lokasi.
 - c. Menentukan *bandwidth* berdasarkan jarak lokasi pusat dengan tetangga terdekat (q). Digunakan nilai q awal sebesar banyak parameter yang digunakan ditambah dua (diadopsi dari Tugas Akhir Widhian, 2008)
 - d. Menghitung matriks pembobot dengan menggunakan fungsi *adaptif bisquare kernel* seperti pada persamaan (2.28) untuk $j = 1, 2, \dots, 25$, yang merupakan elemen diagonal dari matrik pembobot lokasi i yaitu $w(u_i, v_i)$. Perhitung matrik pembobot tersebut dilakukan untuk $i = 1, 2, \dots, 25$.
 - e. Menghitung nilai AIC untuk *bandwidth* yang digunakan, yaitu diawali dengan menghitung nilai taksiran y untuk setiap lokasi pengamatan.
 - f. Mengulang langkah c sampai e untuk nilai tetangga yang berbeda hingga diperoleh sejumlah 26 nilai AIC. Selanjutnya menentukan jumlah tetangga terdekat paling optimal, yaitu q yang memiliki nilai AIC terkecil.
 - g. Menaksir parameter model GWPR dengan *bandwidth* yang optimum.
 - h. Melakukan *goodness of fit test* pada model GWPR.
4. Mendapatkan model regresi terbaik dengan membandingkan nilai AIC model regresi global dan GWPR.

Paket Program yang digunakan untuk menganalisa data AKB dengan menggunakan metode GWPR adalah GWR 4.0 semiparametric GWR/GWGL.

HASIL-HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil-hasil Model Efek Global

Tahap pertama yang dilakukan dalam penelitian ini adalah memodelkan data dengan menggunakan model regresi Poisson biasa. Tujuan dari pemodelan ini adalah untuk melihat efek global dari faktor-faktor yang mempengaruhi angka kematian bayi tingkat kabupaten/kota di

Provinsi Jawa Barat. Efek global yang dimaksud di sini adalah tanpa memperhatikan efek loka secara geografis.

Tabel 2
Hasil pemodelan efek global melalui model regresi Poisson

Parameter	Penaksir	Galat Baku	95% Selang Kepercayaan		Wald Chi-Square	p-value
Intersep	-11.3594	0.6094	12.5538	-10.1651	347.49	<.0001
NAKES	0.0790	0.1000	-0.1171	0.275	0.62	0.4299
KN1	0.0424	0.0081	0.0265	0.0583	27.32	<.0001
MSKN	0.0449	0.0104	0.0246	0.0652	18.74	<.0001
ASI	0.0402	0.0085	0.0236	0.0569	22.37	<.0001
RISTI	-0.0615	0.0344	-0.1289	0.0059	3.2	0.0736
POSY	0.0103	0.0035	0.0034	0.0172	8.65	0.0033
RSHT	0.014	0.0042	0.0057	0.0222	10.93	0.0009
PEND	-0.0042	0.0048	-0.0137	0.0052	0.77	0.3816
K1	0.2317	0.0837	0.0677	0.3957	7.67	0.0056
RTKS	0.0043	0.0047	-0.0049	0.0135	0.85	0.3572

Hasil pemodelan melalui regresi Poisson ini disajikan pada Tabel 2 yang menunjukkan bahwa dari 10 buah variabel yang diamati terdapat enam buah variabel yang secara signifikan berpengaruh terhadap angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat. Hal ini terlihat dari nilai p-value berdasarkan statistik chi-kuadrat Wald yang kurang dari 0.05. Keenam variabel tersebut adalah perentase ibu yang tidak melakukan kunjungan bayi. Kunjungan anak usia kurang dari satu tahun (29 hari-11 bulan) untuk mendapatkan pelayanan (KN1), persentase penduduk miskin (MSKN), persentase bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif (ASI), persentase rasio ketersediaan POSYANDU terhadap penduduk (POSY), persentase rumah tidak sehat (RSHT), serta persentase ibu hamil yang tidak melakukan kunjungan untuk mendapatkan pelayanan kesehatan oleh tenaga kesehatan profesional (dokter spesialis kandungan dan kebidanan, dokter umum, bidan dan perawat) selama masa kehamilannya (K1).

Sementara itu empat variabel lainnya, seperti persentase persalinan yang ditolong bukan oleh tenaga kesehatan (NAKES), Persentase ibu hamil risti, dimana ibu hamil risti adalah ibu hamil dengan keadaan penyimpangan dari normal yang secara langsung menyebabkan kesakitan dan kematian bagi ibu maupun bayinya. (RISTI), Pendidikan terakhir yang ditempuh oleh ibu (PEND), serta rasio ketersediaan tenaga kesehatan profesional dan tenaga kesehatan masyarakat terhadap penduduk (RTKS), adalah variabel-variabel yang tidak signifikan secara statistik dalam mempengaruhi angka kematian bayi di Provinsi Jawa Barat.

Hasil-hasil Model Efek Lokal

Diasumsikan bahwa jumlah kematian bayi level kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat merupakan data cacahan yang mengikuti distribusi Poisson. Dengan demikian langkah selanjutnya adalah memodelkan data dengan menggunakan pendekatan model GWPR. Langkah-langkah untuk membangun model ini adalah dengan memilih bandwidth (G) optimum, menentukan matrik pembobot, penaksiran parameter dan pengujian hipotesis. Dengan menggunakan kriteria AIC didapatkan bandwidth optimum adalah pada *nearest neighbour* (q) = 33. Untuk setiap lokasi pusat akan diperoleh nilai bandwidth optimum yang berbeda-beda tergantung pada jarak euclidian dengan tetangga terdekat (q) ke-33. Pada lokasi pusat yang memiliki wilayah geografis yang semakin luas maka akan memiliki bandwidth yang semakin besar pula, karena jarak euclidian dengan tetangga terdekat yang semakin besar. Penaksiran

parameter model GWPR diperoleh dengan memasukkan pembobot spasial dalam perhitungannya dengan menggunakan metode *iteratively reweighted least square* (IRWLS).

Tabel 3 menampilkan hasil-hasil pemodelan GWPR, khususnya yang berkaitan dengan nilai penaksir terbesar dan terkecil pada setiap kabupaten/kota yang diamati bersamaan dengan nilai rata-rata, simpangan baku, nilai maksimum dan minimum untuk setiap penaksir di masing-masing kabupaten/kota, serta rentangnya.

Tabel 3
Ringkasan statistik penaksir parameter model GWPR

Parameter	Rata-rata	Simpangan Baku	Penaksir		Rentang
			Max	Min	
Intersep	2.8472	0.1271	3.0826	2.7374	0.3452
NAKES	0.146	0.0804	0.1301	-0.22	0.3501
KN1	0.294	0.3573	0.2921	-0.678	0.9704
MSKN	0.049	0.2542	0.3914	-0.391	0.7825
ASI	0.287	0.0783	-0.164	-0.467	0.3031
RISTI	0.1472	0.105	0.3178	0.011	0.3068
POSY	0.261	0.124	0.4629	-0.028	0.4911
RSHT	0.0282	0.1123	0.3088	-0.135	0.4437
PEND	-0.748	-0.034	-0.278	0.164	-0.4420
K1	0.349	0.5581	0.2141	0.1007	0.1130
RTKS	0.0262	0.0825	0.0456	0.0117	0.0339

Selanjutnya adalah melakukan pengujian statistik untuk mengetahui ada tidaknya perbedaan antara parameter yang berada dalam model GWPR dengan parameter dari model global yang diperoleh melalui regresi Poisson, dimana hipotesisnya dirumuskan sebagai berikut:

$$H_0: \beta_k(u_i, v_i) = \beta_k, \text{ untuk } k = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1: \beta_k(u_i, v_i) \neq \beta_k, \text{ untuk } k = 1, 2, \dots, p$$

Dalam hal ini $\beta_k(u_i, v_i)$ adalah parameter ke- k untuk model GWPR dan β_k adalah parameter model regresi Poisson. Statistik uji yang digunakan untuk keperluan pengujian ini adalah statistik uji F yang merupakan rasio antara nilai devians yang diperoleh dari model regresi Poisson dengan nilai devians yang diperoleh dari model GWPR, yang hasilnya disarikan pada Tabel 4.

Berdasarkan hasil ringkasan nilai devians dan statistik F yang diberikan Tabel 4, diperoleh nilai devians untuk model regresi Poisson dan model GWPR masing-masing adalah 425.1266 dan 398.3365, dan masing-masing mempunyai derajat bebas 14 dan 10, sehingga menghasilkan nilai F sebesar 1,0672. Dengan menggunakan tingkat signifikansi sebesar 0.05 diperoleh nilai $F_{(0.05; 14, 10)} = 2.60$. Oleh karena nilai $F = 1.0672$ lebih kecil dibandingkan $F_{(0.05; 14, 10)} = 2.60$, maka dapat dikatakan bahwa berdasarkan data tidak cukup bukti untuk menyatakan terdapat perbedaan antara parameter dari model regresi Poisson maupun model GWPR.

Tabel 4
Ringkasan nilai devians dan statistik uji F

Model	Devians	db	Devians/db	F
Regresi Poisson	425.1266	14	30.3662	1.0672
GWPR	398.3365	10	28.4526	

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model secara parsial dimaksudkan untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap besarnya jumlah kematian bayi setiap lokasi, yaitu dalam hal ini di setiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Perlu dijelaskan kembali bahwa walaupun hasil pengujian signifikansi parameter untuk model regresi Poisson menunjukkan bahwa hanya terdapat enam (dari sepuluh variabel yang diamati) yang signifikan secara statistik terhadap jumlah kematian bayi, akan tetapi dalam keperluan pemodelan GWPR seluruh variabel yang diamati tetap dianalisis.

Sebagai contoh, misalkan akan diuji lokasi pertama, yaitu Kabupaten Bogor, sedangkan variabel yang akan diuji adalah variabel NAKES (variabel yang menyatakan Persentase persalinan yang ditolong bukan oleh tenaga kesehatan), maka bentuk pengujian hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0: \beta_{(NAKES)}(u_1, v_1) = 0 \text{ melawan } H_1: \beta_{(NAKES)}(u_1, v_1) \neq 0$$

Hipotesis nol di atas mempunyai makna bahwa parameter $\beta_{(NAKES)}(u_1, v_1)$ yang merupakan parameter yang berhubungan dengan variabel NAKES merupakan parameter yang tidak signifikan terhadap jumlah kematian bayi di Kabupaten Bogor. Hipotesis tersebut diuji dengan menggunakan statistik uji T , dimana berdasarkan hasil perhitungan diperoleh nilai $T = 1.5408$. Apabila nilai tersebut dibandingkan dengan nilai T untuk taraf signifikansi sebesar 5% dan pada derajat bebas $db = 14$, maka diperoleh $T_{(0.025, 14)} = 2.145$, maka tentu saja akan diperoleh hasil pengujian hipotesis statistik yang tidak signifikan, karena $T = 1.5408 < T_{(0.025, 14)} = 2.145$. Hal ini menunjukkan bahwa variabel NAKES bukan merupakan variabel atau faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi yang terjadi Kabupaten Bogor. Hasil ini juga mempunyai makna bahwa variabel NAKES belum tentu bukan merupakan variabel yang secara statistik berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi di kabupaten/kota lainnya di Provinsi Jawa Barat.

Tabel 5
Faktor-faktor yang berpengaruh menurut Kabupaten/Kota

No	Kabupaten/Kota	Variabel Signifikan	No	Kabupaten/Kota	Variabel Signifikan	
A	KAB. BOGOR	ASI	C	KAB. CIAMIS	NAKES	
	KAB. TASIKMALAYA	MSKN		KAB. KUNINGAN		
	KAB. SUBANG	K1		KAB. MAJALENGKA		
B	KAB. PURWAKARTA	ASI	D	KAB. SUMEDANG	RISTI	
	KOTA BOGOR			K1		
	KOTA SUKABUMI			RSHT		
	KOTA CIREBON			ASI		
	KOTA CIMAHI					KN1
	KOTA TASIKMALAYA					PEND
	KOTA BANJAR					RSHT
			KAB. SUKABUMI	ASI		
			KAB. CIANJUR			
			KAB. BANDUNG			
			KAB. GARUT			
			KAB. CIREBON			
			KAB. KARAWANG			
			KAB. BEKASI			
			KOTA BANDUNG			
			KOTA BEKASI			

Hasil lainnya, misalnya adalah untuk menguji signifikansi dari faktor atau variabel ASI (yaitu variabel yang menyatakan persentase bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif) masih untuk Kabupaten Bogor. Berdasarkan hasil perhitungan diperoleh nilai T sebesar 10.2599, dimana nilai T tersebut lebih besar dibandingkan dengan nilai $T_{(0.025, 14)} = 2.145$, sehingga hipotesis nol ditolak. Artinya bahwa variabel ASI merupakan variabel atau faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi di Kabupaten Bogor. Namun demikian, sekali lagi hasil ini belum tentu

berlaku untuk lokasi (kabupaten/kota) lainnya di Provinsi Jawa Barat. Adapun variabel-variabel yang signifikan di tiap Kabupaten/Kota dapat dilihat pada Tabel 5.

Berdasarkan informasi yang disajikan pada Tabel 5 tampak jelas bahwa untuk masing-masing lokasi (kabupaten/kota) mempunyai faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi yang berbeda. Satu hal yang menarik di sini adalah variabel ASI selalu ada di setiap lokasi, yang berarti bahwa pemberian ASI eksklusif merupakan faktor yang penting dalam menurunkan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Barat. Hal lain yang menarik adalah variabel PEND (variabel yang menyatakan pendidikan ibu) merupakan faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi pada lokasi di sebagian kota (KOTA BOGOR, KOTA SUKABUMI, KOTA CIREBON, KOTA CIMAHI, KOTA TASIKMALAYA, KOTA BANJAR) di Jawa Barat ditambah dengan Kabupaten Purwakarta.

Selanjutnya, perbandingan antara model regresi Poisson dan model GWPR dilakukan untuk mengetahui model mana yang lebih baik diterapkan untuk kasus jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Barat. Kriteria kecocokan model yang digunakan adalah dengan membandingkan nilai AIC (Akaike's Information Criterion) dari kedua model tersebut. Model yang terbaik adalah model dengan nilai AIC yang terkecil. Hasil perhitungan AIC untuk kedua model ini disajikan pada Tabel 6.

Tabel 6
Hasil perhitungan AIC dan Devians

Model	Devians	AIC
Regresi Poisson	425.1266	436.1266
GWPR	398.3365	409.3365

Model terbaik yang ditunjukkan pada Tabel 6 adalah model dengan nilai AIC terkecil yaitu model GWPR. Sehingga model GWPR lebih baik digunakan untuk menganalisis data Angka Kematian Bayi (AKB) di Propinsi Jawa Barat dibandingkan dengan regresi Poisson (dimana parameternya bernilai sama untuk setiap lokasi penelitian).

KESIMPULAN DAN SARAN

Gambaran perkembangan derajat kesehatan masyarakat dapat dilihat dari kejadian kematian dalam masyarakat dari waktu ke waktu. Di samping itu kejadian kematian juga dapat digunakan sebagai indikator dalam penilaian keberhasilan pelayanan kesehatan dan program pembangunan kesehatan lainnya. Angka kematian pada umumnya dapat dihitung dengan melakukan berbagai survei dan penelitian.

Untuk keperluan pemantauan hasil pembangunan manusia, AKB yang tinggi mencerminkan banyak hal. Rendahnya tingkat penggunaan maupun pelayanan kesehatan, kekurangan gizi, kontaminasi lingkungan serta rendahnya pendidikan para ibu merupakan faktor-faktor yang mempengaruhi AKB. Oleh sebab itu, upaya untuk menurunkan AKB adalah melalui peningkatan pendidikan bagi kaum perempuan. Diharapkan budaya patrilineal, yang memprioritaskan pendidikan anak laki-laki dibanding perempuan, yang masih dianut sebagian masyarakat dapat dihilangkan. Dengan demikian kesenjangan kualitas SDM antara perempuan dan laki-laki tidaklah terlalu lebar.

Dalam penelitian ini telah ditunjukkan aplikasi dari model berbasis regional, suatu model yang mempertimbangkan efek lokal dari lokasi/wilayah yang diamati, dalam hal ini adalah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Model GWPR adalah bentuk lokal dari regresi Poisson dimana lokasi diperhatikan yang berasumsi bahwa data berdistribusi Poisson. Penaksiran parameter model GWPR menggunakan metode MLE dan diselesaikan dengan menggunakan iterasi Newton-Raphson. Pengujian kesamaan model regresi Poisson dan GWPR didekati dengan

distribusi F, sedangkan uji parameter model secara parsial menggunakan uji Z. Pemilihan model terbaik pada model GWPR menggunakan metode AIC.

Beberapa kesimpulan yang dapat diambil sehubungan dengan identifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi level kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat, diantaranya adalah sebagai berikut: (1) model yang lebih baik digunakan untuk menganalisis data kematian bayi di tiap kabupaten/kota di Propinsi Jawa Barat berdasarkan nilai AIC yang terkecil adalah model GWPR (dibandingkan dengan model regresi Poisson); (2) Terdapat informasi perbedaan yang menarik dan penting dari tiap kabupaten/kota di Propinsi Jawa Barat mengenai faktor yang signifikan terhadap jumlah kematian bayi di wilayah tersebut. Faktor yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian bayi di seluruh kabupaten/Kota di Propinsi Jawa Timur adalah persentase bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif, dimana ASI eksklusif adalah pemberian ASI saja tanpa makanan dan minuman lain sampai bayi berusia 6 bulan (variabel ASI); serta (3) Variabel yang menyatakan pendidikan ibu (PEND) merupakan faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi pada lokasi di sebagian besar kota di Provinsi Jawa Barat.

Dalam pemodelan berbasis regional dengan model GWPR disarankan untuk menggunakan pendekatan semi-parametrik yaitu dengan menggunakan beberapa variabel yang dianggap *fixed* untuk setiap lokasi dan ada variabel yang bersifat lokal atau berbeda untuk setiap daerah penelitian, sehingga interpretasi penaksir parameter menjadi lebih mudah dan model menjadi lebih sederhana. Sementara itu, sampel yang digunakan sampai ke level lebih kecil (kecamatan) sehingga mampu mempertajam analisis spasialnya. Variabel-variabel yang digunakan pun hendaknya memasukan unsur sosial budaya yang bersifat lokal, sehingga hasil akhir yang diharapkan mampu menerangkan kondisi lokal daerah tersebut

DAFTAR PUSTAKA

- Brunsdon C., A.S. Fotheringham, M.E. Charlton (1996) *Geographical Analysis* 28(4):281–298.
- Brunsdon C., A.S. Fotheringham, M.E. Charlton (1999) *Journal of Regional Science* 39(3): 497–524.
- Datta GS, Lahiri P, dan Lu KL. 1999. Hierarchical Bayes Estimation of Unemployment Rates for the States of the U.S. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 1074-1082.
- Fotheringham A.S., C. Brunsdon and M.E. Charlton (2002) *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. New York: Wiley.
- Hajarisman, N. (2012b). Pemodelan Area Kecil untuk Data Cacahan dalam Pendugaan Mortalitas melalui Pendekatan Bayes Berhirarki: Kasus Pendugaan Mortalitas Level Kecamatan Jawa Barat. Laporan Penelitian tidak dipublikasikan. Bandung: LPPM Universitas Islam Bandung.
- Jetz W., C. Rahbek, J.W. Lichstein (2005) *Global Ecology and Biogeography* 14 (2005) 97–98.
- Leung Y., C.L. Mei, W.X. Zhang (2000) *Environment and Planning A* 32 9–32.
- Malec D, Sedransk J, Moriarity CL, dan LeClere FB. 1997. Small Area Inference for Binary Variables in The National Health Interview Survey. *Journal of the American Statistical Association*, 92, 815-826.
- Mennis J., *The Cartographic Journal* 43(2):171–179.
- Pavlyuk D (2009) *Transport and Telecommunication* 10(2):26–32.
- Propastin P.P, M. Kappas, R. Muratova (2006) *Proceedings of XXIII FIG Congress TS 83: 1–16*.
- Shariff N.M., S. Gairola, A. Tahib (2010) *Proceeding of 2010 International Congress on Environmental Modelling and Software*.

Geographic Modeling on The Infant Mortality Rate In West Java

¹ NUSAR HAJARISMAN, ² YAYAT KARYANA

^{1,2)} Statistics Study Program, Bandung Islamic University
¹ nusarhajarisman@yahoo.com

Abstract. In geographic modeling, global models such as ordinary linear regression (OLR) model theoretically it provides quite reliable local information if there is not any spatial diversity by region. In other words, OLR model cannot describe the relations between variables in heterogeneous difference of each region. This study will consider a model that will be used to estimate or predict the infant mortality rate in the several regencies / cities in West Java Province. Because the response variable observed in this study is count data which is assumed Poisson distributed, geographically weighted Poisson regression model (GWPR) is used. A better model is used to analyze the data of infant deaths in each regency / city in West Java based on the AIC value, GWPR model has the smallest value (compared to Poisson regression model), in which there is an interesting and important difference from each regency/city about the factors that significantly influence the Infant Mortality rate in each region.

Keywords: geographically weighted Poisson regression, Poisson regression, Infant Mortality Rate.

Introduction

Infant mortality rate (IMR) is one of the important indicators to determine public health level. A successful health development plays an important role in improving the quality of human resources of one country. Health development is aimed to achieve international commitments which are outlined in the Millennium Development Goals (MDGs). One of the MDGs points is to reduce child mortality. For the last decades Infant mortality rate tends to decline and the health level has improved, this is indicated by the increasing life expectancy of the population. Based on the results of the SP in 1980, infant mortality rate (IMR) in West Java was 134 per 1,000 live births, meaning on average for 1,000 live births, 134 babies were presumed to die.

This condition reflects the degree of public health was still low at that time. The government made some efforts to improve the health level such as providing community health centers for much easier access to have health services and giving health education

by child center and health staff. These efforts were able to decrease the infant and maternal rate. In 2003, the Infant Mortal Rate of West Java declined to 42.50 per 1,000 live births or an average of for every 1,000 live births, only 42 babies died and in 2004 dropped to just 41.72 per 1,000 births.

Some research suggests that the high rate of infant mortality is not simply due to a medical problem, but also very fundamental non-medical problems (basic and large), such as lack of health infrastructures, people live in a remote area where it is difficult to access health centers, lack of a midwife, low economy level and human error such as the mothers factor. Indonesia Demographic and Health Survey in 2002 to 2003 collected various information. One of which is the infant mortality which is classified by socio-economic characteristics and biodemographic.

The socio-economic variable includes housing, education, and wealth quintile index. Biodemographic variable includes maternal age, parity and birth interval. Some other variables that affect infant mortality

Received: November 09, 2015, Revision: March 16, 2016, Accepted: June 23, 2016

Print ISSN: 0215-8175; Online ISSN: 2303-2499. Copyright©2016 Published by Pusat Penerbitan Universitas (P2U) LPPM Unisba
Accredited by Kemendikdik, No.040/P/2014, valid 18-02-2014 until 18-02-2019

include infant weight at birth, antenatal care and birth attendants, as well as complications during childbirth.

High Infant mortality rate cannot be ignored because child survival determines the quality of human resources in the future. Therefore an intervention to decrease infant mortality rate is needed. An effective intervention can be done if the significant factors that affect infant mortality can be recognized. Basically, identifying these factors can be done through *ordinary linear regression (OLR)*.

Ordinary Linear regression analysis based on the assumptions that must be fulfilled, for example, the assumption about the residues that must be normally distributed and independent, and has homogeneous variances. In social research, especially the data which is obtained through a survey such as data on infant mortality often provides a response variable that is spatial-non stationary, which depends on the region or area observed. In the regional-based modeling, theoretically global model provide quite reliable local information if there is no spatial diversity by region. In other words, OLR model can describe the relations among variables in homogenous diversities between the regions.

The consequences of any violation to these assumptions are on the value of standard error estimator parameter. If the standard error estimator of this parameter is used to calculate the confidence /trust interval and to conduct statistical hypothesis testing, it will obtain a very small average. This will result in a very short confidence interval and the hypothesis testing will reject null hypothesis. In other words, in conducting an analysis of this case, this will enlarge the wrong type I, which means that the opportunity to reject the null hypothesis that should be accepted becomes bigger.

Based on this, it is necessary to find a model that has the right statistics solution in determining the functional relationship between responses and the number of predictor variables, where the response variable is dependent and there is spatial diversity between regions.

Indonesia has implemented a model that considers the spatial diversity between regions. One of them is implemented by Jajang, et al (2013) who implemented spatial panel statistics model to analyze data

about the poverty in Indonesia. Meanwhile, Hajarisman, et al (2013) used Bayes Poisson model of a two-level hierarchical to predict infant mortality rate. In that study, the unit of observation is the level of regencies in Bojonegoro, East Java Province.

This study considered several models that will be used to estimate or predict infant mortality rate in some regencies/cities in West Java Province. There are three models that will be studied in this research which is a regression model by taking into account spatial effects. Because the observed response variable is in discrete data which is assumed to have Poisson distribution, then these models are *geographically weighted Poisson regression models (GWPR)*.

Based on the results obtained from these models, they are then analyzed to determine a model that has the highest degree of matching (according to relevant various statistical measures), in order to obtain valid information about the factors that affect infant mortality in West Java province.

The objective of this study is to provide an alternative for the observers and users of statistics who are interested in the application of spatial statistics modeling. In particular, there are two main objectives to be achieved from this study namely: choosing the right model to analyze relations between response variable and one or more predictor variables where there are problems of spatial diversity by region; and to identify factors that significantly affect infant mortality rate in West Java Province based on geographic modeling.

This study needs to be conducted considering the regression modeling which is widely used today are still using ordinary linear regression model that ignores the effects of inter-regional spatial diversity. If the classical model is applied universally in all regions, then the form of the relations becomes invalid. This will lead to a wrong conclusion about the phenomenon that is being studied.

The results of the study of regional development - based model will be applied to predict the factors that significantly affect the infant mortality rate in West Java province. The high Infant Mortality Rate in West Java Province cannot be ignored because child survival determines the quality of human resources in the future. An intervention is necessary to decrease infant immortal rate.

An effective intervention can be made if significant factors that affect infant mortality are recognized. Therefore, the findings of this study can be used by local governments to determine more targeted policies, especially the policies that relate to the development of health sector.

The concept of Infant Mortality

The Strategic Plans of the Government of West Java in 2008-2013 stated that the main strategy to improve the quality of Human Resources (HR) is by professionally improving education and health managed through life cycle approach and professional empowerment. Health development is intended to improve people's health by reducing mortality, especially infant mortality rate, maternal mortality rate and toddler mortality rate. In addition, there should be some efforts to improve the quality of environmental health and community healthy behavior.

There are some interesting indicators such as infant mortality, morbidity and nutrition issue. The degree of people's health is affected by several factors such as culture, lifestyle, education, welfare, and others. Cultural factor is related to people's habits in general, for example; people build house next to their animal cage, people do not throw trash to the right place, and people use river/ sewer water as the source of clean water.

Meanwhile, lifestyle involves mass behavioral changes due to the influence of new values that are considered to be modern such as smoking, drinking, eating fast food. In fact, those habits are not healthy and bring disease. The low level of public education makes it difficult for people to access health facilities, and fulfill nutrition needed.

Some indicators that reflect the level of people's health is infant mortality rate (IMR), crude death rate (CDR), nutritional condition, and life expectancy. The number of these indicators is closely related to the education level of the family, especially the mother, healthy behavior, hygiene, and environmental health and the availability health care facilities.

In addition to those factors, the level of IMR is also influenced by the time of delivery, breast-feeding and food, as well as immunization. Therefore, the duration of

breastfeeding and complete vaccinations need to be considered.

To monitor the results of human development, high infant mortality rate reflects a lot of things. The low level of the use of health care, malnutrition, environmental contamination and lack of education of the mother are the factors which influence IMR. Therefore, the effort to reduce IMR is by improving education for women. Patrilineal culture, which prioritize the education of boys over of the girls is adopted by most of society, is expected to be eliminated. Thus the gap of human resources quality between women and men is not too far.

The infant mortality rate in West Java over the past decades tends to decline and the health of people gets improved indicated by the increasing life expectancy of the population. Based on the results of SP in 1980, infant mortality rate (IMR) in West Java was 134 per 1,000 live births. This means that in every 1,000 live births, there were 134 babies that died. This number reflects the low level of people's health. Since some attempts to improve people's health level, such as an easier access for people to have health services in hospitals and health care centers and education program on the health of kids and maternal hospitals and health care staff, infant and maternal mortality rate has decreased. In 2003, the IMR in West Java was 42.50 per 1,000 live births or, on average 42 babies died in every 1,000 births and in 2004 the rate dropped to just 41.72 per 1,000 births.

In terms of gender, the attainment of female infant mortality rate is relatively better than that of males. The data shows that in 2004, female IMR was 40.44 per 1,000 births which is relatively lower than male IMR which was at 45.12 per 1,000 live births.

Viewed from the perspective of human development, the efforts to improve health status through a decline of infant mortality rates requires the effort in considering the ideas about ways to intervene problems of health, especially the health of mothers, infants and children, and specifically focusing on rural areas. The health service coverage in West Java has not been optimal because West Java is a large province. Therefore; main priority of health service is in the areas where the IMR is quite high such as north coast and southern West Java.

Based on the data, in 2004 the

IMR of those areas is high, such as in Karawang regency which IMR is 55.70 per 1.000 live births, and followed by Cirebon (54.46 per 1,000 live births), Indramayu (53.89), Majalengka (48.50) and Bekasi (46.61). Meanwhile, in the southern regions of West Java, The IMR with high infant mortality rate are Garut (53.79 per 1,000 live births), and Tasikmalaya (48.75) and Cianjur regency (50.87).

The high rate of infant and child mortality cannot be ignored because child survival determines the quality of human resources in the future. Therefore, a proper intervention to decrease mortality rate is necessary. Effective intervention can happen if the significant factors that affect child mortality are found.

Various empirical studies that have been done regarding infant mortality rate show that the factors that affect child survival are not only health sectors such as numbers of health care, midwife, and health infrastructure but also non-health factors such as the education level of the parents and household income.

Infant Mortality Rate (IMR) is the number of infants who died while being younger than one year old per 1,000 live births in a year. Furthermore, IMR is calculated using this formula:

$$AKB = \frac{Y_{0- < 1 \text{ year old}}}{\sum \text{live birth}} \times 1000$$

Where: $Y_{0- < \text{year}}$ is the Number of Infant mortality (aged younger than 1 year) in a certain year in a certain area. Σ is the number of live births in a given year in a given area.

Geographically Weighted Poisson Regression Model

To identify the factors that significantly affect the infant mortality rate, some previous studies used ordinary linear regression (OLR). OLR method is based on ordinary least squares method to estimate the parameters of the model. According to Montgomery and Peck (1992), there are three main problems in the least squares analysis.

The three problems are related to the failure to meet basic assumptions, namely: normality, homogeneous variance and mutually error-free. The other issues that also arise are outlier's data that has a

potential to be influential data, specification improprieties of functional form of the model, as well as a strong dependence between multicollinearities.

However, in a geographic modeling, global models such as OLR method theoretically can provide reliable local information if there is no spatial diversity between the regions. In other words, OLR model can recognize the relations between variables when the observation between regions tends to be homogeneous, which mean that the measurement of the shape of the relationship does not depend on the region.

This condition is also referred to as spatial stationary (Fotheringham et al., 2002). In the study of social science and public health, such as the study of infant mortality, in general the objects of the study (e.g., provincial or regency / city) are not stationary. Therefore, OLR model is applied universally in all regions, this kind of relationship becomes invalid because it ignores the spatial diversity.

To overcome these problems, there are statistical models that accommodate spatial diversity between regions using spatial statistic. One of the approaches that can be used to create a spatial non stationary model is *geographically weighted regression, GWR* which was first introduced by Brunsdon et al. (1996, 1999). This model is an extension of the weighted regression model where the weights used in the GWR is based on the relative position or distance between regions (Leung et al., 2000). In GWR model, the local parameters are estimated by setting a greater weight on the adjacent observation compared with a greater distance, so local parameters tend to vary by regions (Jetz et al., 2005).

By using GWR model, each region will have its own estimate model. GWR model is already widely applied to areas such as the socio-economic and demographic, as indicated by Propastin et al. (2006), Pavlyule (2009), and Shariff, et al. (2010).

The general form of GWR model is:

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

Indicates *the location of the observation the i- times* in geographical space, *is the number of parameter of the i- times observations*. Different from OLR model, the parameter estimator vary by region. Therefore, this model is very useful to show the local parameter estimator (Mennis,

2006). Estimator of β is obtained through weighted least squares method.

GWR model which has been discussed in the previous section is a regional-based model for data or a response variable which is continuous, especially following the normal distribution. GWR model is then developed for data with response variable in discrete data, especially in the form of count data.

Discrete data in the form of count data is generally assumed to follow Poisson distribution, so the model that can be used to model the count data is geographically Weighted Poisson Regression (GWPR) model. GWPR model makes a local model parameters estimator for each point or location where the data is collected.

GWPR model can be written as follows in equation

$$\mu_i = \exp(x_i^T \beta(U_i)) \quad \dots (2)$$

In which

$$x_i = (1 \quad x_{1i} \quad x_{2i} \quad \dots \quad x_{pi})^T$$

$$\beta(U_i) = (\beta_0(U_i) \quad \beta_1(U_i) \quad \beta_2(U_i) \quad \dots \quad \beta_p(U_i))^T$$

$U_i = (u_i, v_i) =$ (The coordinates (latitude, longitude) the i -location

The estimation of GWPR model parameter can be done using method of maximum likelihood estimation (MLE). Parameter estimator is obtained by maximizing its log-likelihood function by decline it on k , then the result is null.

The equation is an implicit equation and therefore, to solve the problems, a numerical iterative procedure is used. Numerical iterative procedure uses iteratively reweighted least Square (IRWLS) method. GWPR model parameter estimator model is as follows:

$$\beta^{(m+1)}(U_i) = (X^T W(U_i)^{(m)} A(U_i)^{(m)} X)^{-1} X^T W(U_i)^{(m)} A(U_i)^{(m)} z(u_i)^{(m)} \quad \dots (3)$$

in which:

X : matrix predictor, denoted as follows:

$$\begin{bmatrix} 1 & x_{1,1} & \dots & x_{k,1} \\ 1 & x_{1,2} & \dots & x_{k,2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1,n} & \dots & x_{k,n} \end{bmatrix}$$

$W(U_i)$: Weighted matrix, denoted as follows:

$$W(U_i) = \text{diag} [w_{i1} \quad w_{i2} \quad \dots \quad w_{in}]$$

$A(U_i)^{(m)}$: Weighted Variance matrix that is associated with Fisher scoring for each location- i , denoted as follows:

$$A(U_i) = \text{diag} [\varphi_1(\beta^{(m)}(U_i)) \varphi_2(\beta^{(m)}(U_i)) \dots \varphi_n(\beta^{(m)}(U_i))]$$

And (u_i) : adjusted vector of response variables, defined as follows:

$$z^{(m)}(U_i) = (z_1^{(m)}(U_i), z_2^{(m)}(U_i), \dots, z_n^{(m)}(U_i))^T$$

$$z_j^{(m)}(U_i) = \left\{ \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) + X_i^T \beta^{(m)}(U_i) \right\}$$

$$z_j^{(m)}(U_i) = \left\{ \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) + \left(\beta_0^{(m)}(U_i) + \sum_k \beta_k^{(m)}(U_i) x_{k,i} \right) \right\}$$

$$z_j^{(m)}(U_i) = \left\{ \eta_j \beta^{(m)}(U_i) + \left(\frac{y_i - \hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)}{\hat{y}_i \beta^{(m)}(U_i)} \right) \right\}$$

The testing of the model feasibility that is obtained from parameter estimation, carried out using the method of Maximum Likelihood Ratio Test (MLRT) by testing the following hypothesis:

$H_0 : \beta_k(u, v) = \beta_k, k=1, 2, \dots, p$: (There was no significant difference between the Poisson regression model and GWPR)

Against

$H_1 : \text{At least one } \beta_k(u, v) \text{ related to the location } (u, v) \text{ (there is a significant difference between Poisson regression model and GWPR).}$

$$D(\beta) = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\omega}_0)} \right) \quad \dots (4)$$

$D(\beta)$ Also called likelihood ratio statistic, in which this statistic is an approach of distribution with degree of freedom $(n - k - 1)$ in a model, that is being observed, is true, $D(\beta)$ and is also called the likelihood ratio statistic. Conformance testing of GWPR Poisson regression model is indicated by model A with a degree of freedom d and GWPR model is indicated with model B with degrees of freedom d , therefore:

$$F_{\text{calculate}} = \frac{\text{Deviance Model B} / df_A}{\text{Deviance Model B} / df_B} \quad \dots (5)$$

The testing criteria is rejecting H_0 if

$$F_{\text{calculate}} > F_{(a, df_A, df_B)}$$

Model parameter testing is conducted by testing the parameter partially. This testing is conducted to see which parameters that significantly affect the response variable.

The hypothesis is as follows:

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

$$H_1: \beta_k(u_i, v_i) \neq 0; k = 1, 2, \dots, p$$

Test statistic can be used in hypothesis testing as follows:

$$t = \frac{\hat{\beta}_k(u_i)}{Se(\hat{\beta}_k(u_i))} \quad \dots (6)$$

The testing criteria is rejecting H_0 if

$$|t_{\text{calculate}}| > \frac{t_{\alpha}}{2}, n-(p+1) \dots$$

In the spatial analysis, parameter estimation on one point (u_i, v_i) , will be more influenced by the nearest spots to the location (u_i, v_i) than to the farther spots. Therefore, the selection of spatial weighting that is used in estimating the parameters in the equation becomes very important. A weight used is the kernel function as defined below:

$$w_j(u_i, v_i) = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{G}\right)^2\right)^2, & \text{for } d_{ij} \leq G; \\ 0, & \text{for } d_{ij} > G \end{cases} \dots (7)$$

Furthermore, to get the best model, a number of models must be evaluated. The method that is used to select the optimum bandwidth and the best model for GWPR use AIC (Akaike's Information Criterion).

The best model to analyze the number of infant deaths in East Java Province is the model with the smallest AIC value.

$$AIC = D(G) + 2K(G) \dots (8)$$

where $D(G) = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \log \hat{y}_i(\beta(u_i), G)\right) / n + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i(u_i), G)$ and $K(G)$ = the number of parameters in the model with the bandwidth (G) .

Research materials

Materials or data that are used for this study is secondary data, where the source of the data used in this study is data taken from a survey that was by the Central Bureau of Statistics (BPS). This included the Socio-Economic Survey National (SUSENAS) and Indonesia Demographic and Health Surveys (IDHS).

The main points or components of information that can be extracted from the data taken from SUSENAS in 2007 are: Main description of Household; Information about Household Members; Mortality Since year 2004; Individual information About Toddler Health; Education; Employment; Fertility and family planning; Housing; Household expenditure; other Socio-Economic information and Technology and Information.

The data from SDKI is specifically designed to collect various information about birth rate, mortality rate, prevalence of family planning and health, especially reproductive

health. The general objective of organizing the SDKI is to collect information about mother and children health and information regarding to reproduction health, family family planning prevalence, knowledge about AIDS and IMS and vaccination prevalence.

According to the type of data or information that had been collected, the questionnaire that was used included questionnaires for, household data collection of household and a questionnaire for individual data collection.

Research variables

A number of variables that will be used in this study are the variables that are considered to affect the infant mortality rate. The observed response variable is BM variable, i.e. the number of infant deaths (aged younger than 1 year old) in a specific year in a specific region (regency or city). The LH variable is a variable which expresses the number of live births in a specific year in a specific area. Then, there are 10 predictor variables that will be observed in this study, all of which are presented in Table 1.

Table 1
Variables and Definitions

NAKES	=	The percentage of baby-labors that are not helped by a health care staff is the percentage of laboring mothers in a certain area and certain time. Health care service that is provided by professional staff, midwife – assistants, specialists, doctors, midwives, and nurses.
KN1	=	The percentage of mothers who do not check their infants in health care. A number of infants who are younger than one year old (29 days-11 months) to have health service
MSKN	=	Percentage of people who live under poverty
ASI	=	Percentage of infants who do not receive exclusive breast-feeding. Exclusive breast feeding is where infants only receive breast feeding as the only food source until they are six months old.
RIST	=	Percentage of risti pregnant women, Risti pregnant woman is an abnormal pregnancy that causes pain and death to the mother and the infant.
POSY	=	Percentage of availability ratio of mother and child health care on number of population.

RSHT	=	Percentage of unhealthy house. A healthy house requires a clean toilet, a good trash system, clean water, pollution-waste system, good air ventilation system, a balance between the size of the house and people, and the floor of the house is tiled.	K1	=	Percentage of pregnant women who do not come to health care to receive health service from professionals (gynecologists, general practitioners, midwives and nurses) during their pregnancy.
PEND	=	The last education level of the mothers (counted in years of education level).	RTKS	=	Ratio of professionals and public health staff to the number of population.

Table 2
Population Statistic of West Java

Number.	Regencies/ Cities	Area Km ²	Districts.	Number of Population	Population Density	Number of live births	Number of infant mortality
1	BOGOR Regency	26,639	40	4,316,236	1.620	88.633	174
2	SUKABUMI Regency	412,799	47	2,258,253	547	49.220	109
3	CIANJUR Regency	350,249	30	2,149,121	614	45.874	189
4	BANDUNG Regency	163,937	30	3,038,038	1.853	67.541	114
5	GARUT Regency	306,688	42	2,429,167	792	35.629	312
6	TASIKMALAYA Regency	256,335	39	1,792,092	699	33.318	340
7	CIAMIS Regency	255,909	36	1,586,076	620	28.158	347
8	KUNINGAN Regency	116,826	32	1,140,777	976	55.434	107
9	CIREBON Regency	99,036	40	2,162,644	2.184	41.684	413
10	MAJALENGKA Regency	120,424	23	1,204,379	1.000	19.274	345
11	SUMEDANG Regency	152,221	26	1,112,336	731	18.592	134
12	INDRAMAYU Regency	20,403	31	1,795,372	880	29.359	328
13	SUBANG Regency	205,176	22	1,459,077	711	29.003	170
14	PURWAKARTA Regency	97,172	17	798.272	822	18.299	86
15	KARAWANG Regency	175,327	30	2,073,356	1.183	50.049	196
16	BEKASI Regency	127,388	23	2,032,008	1.595	52.223	190
17	BANDUNG BARAT Regency	130,577	15	1,493,225	1.144		
18	BOGOR	11,869	6	866.034	7.297	19.335	28
19	SUKABUMI	4,981	7	300.694	6.037	6.659	39
20	BANDUNG	1,681	30	2,364,312	14.065	36.122	134
21	CIREBON	3,736	5	290.450	7.774	5.372	85
22	BEKASI	21,049	12	2,084,831	9.905	38.578	89
23	DEPOK	21,224	6	1,412,772	6.656	27.131	115
24	CIMAHI	4,026	3	518.985	12.891	9.729	60
25	TASIKMALAYA	17,779	8	624.478	3.512	13.100	104
26	BANJAR	11,431	4	180.744	1.581	4.165	69
	WEST JAVA	35,533.89	604	41,483,729	1.167	822.481	4.277

Region or area of research is regencies / cities in West Java province which covers 25 regencies / cities. Therefore, the data used is SUSENAS in 2007 and SDKI in 2010. Bandung

Barat regency is not the object of this study.

The list of regencies / cities that become the objects of this study in conjunction with demographic data (such an area, the number

of regencies, population, population density, the number of live births, as well as the number of infant mortality rate) in West Java presented in Table 2.

The Results of Global Exchange Model

The first stage in this research is to model the data using ordinary Poisson regression model. The purpose of the modeling is to see the global effects of the factors that affect infant mortality rate in regencies / cities in West Java. The global effect is referred to the effects that do not include geographic local effect.

The result of Poisson regression modeling is presented in Table 3 which shows that from 10 pieces of observed variables there are six variables that significantly affect the infant mortality rate in West Java. This is indicated by p-value based on chi-square statistic Wald which is less than 0.05. These six variables are the percentage of mothers who do not take their infants to health care.

The number of infants (younger than one year old) (29 days-11 months) to get the service (KN1), the percentage of poor people (MSKN), the percentage of infants who are not exclusively breastfed (ASI), the percentage ratio of availability POSYANDU (health care) to the population (posy), the percentage of unhealthy house (RSHT), and the percentage of pregnant women who do not visit health care to receive health service from professionals during their pregnancy (K1).

Meanwhile the other four variables, such as the percentage of births which are

not helped by skilled health staff, percentage of high-risk pregnant women, which is a high-risk pregnant women pregnant with deviations from normal circumstances that directly cause illness and death for both mother and baby. (RISTI), Education last taken by the mother (PEND), as well as the ratio of the availability of health professionals and community health workers to population (RTKS), are variables that are not statistically significant in affecting the infant mortality rate in West Java.

The Results of Local Effect Model

It is assumed that the number of infant deaths in s / cities in West Java is count data that follows Poisson distribution. Thus, the next step is to model the data using a GWPR model. The steps in building this model is by selecting an optimum bandwidth (G), determining load matrix, parameter estimation and hypothesis testing. By using the AIC criterion, the optimum bandwidth is the *nearest neighbor* (q) = 33. For each central location, the optimum bandwidth value will be different depending on the Euclidean distance to the nearest neighbor (q) 33.

The central location that has a wider geographical area, the bandwidth is bigger because the Euclidean distance to the nearest neighbors (q)-33rd is bigger. The estimation of GWPR model parameters is obtained by incorporating spatial weighting in its calculation using the method of *iteratively reweighted least squares* (IRWLS).

Table 4 shows the results of GWPR modeling, especially those regarding the

Table 3
The results of The Modeling of The Effects of Global Through Poisson Regression model

Parameters	Estimator	Standard Deviation	95 % Confidence Interval		Wald Chi-Square	p-value
Intersep	-11.3594	0.6094	12.5538	-10.1651	347.49	<.0001
NAKES	0.0790	0.1000	-0.1171	0.275	0.62	0.4299
KN1	0.0424	0.0081	0.0265	0.0583	27.32	<.0001
MSKN	0.0449	0.0104	0.0246	0.0652	18.74	<.0001
ASI	0.0402	0.0085	0.0236	0.0569	22.37	<.0001
RISTI	-0.0615	0.0344	-0.1289	0.0059	3.2	0.0736
POSY	0.0103	0.0035	0.0034	0.0172	8.65	0.0033
RSHT	0.014	0.0042	0.0057	0.0222	10.93	0.0009
PEND	-0.0042	0.0048	-0.0137	0.0052	0.77	0.3816
K1	0.2317	0.0837	0.0677	0.3957	7.67	0.0056
RTKS	0.0043	0.0047	-0.0049	0.0135	0.85	0.3572

Table 4
Summary of Parameter Estimation Statistics of GWPR Model

Parameter	Average	STANDARD Deviation	Estimator		Range
			Max	Min	
Intersep	2.8472	0.1271	3.0826	2.7374	0.3452
NAKES	0.146	0.0804	0.1301	-0.22	0.3501
KN1	0.294	0.3573	0.2921	-0.678	0.9704
MSKN	0.049	0.2542	0.3914	-0.391	0.7825
ASI	0.287	0.0783	-0.164	-0.467	0.3031
RISTI	0.1472	0.105	0.3178	0.011	0.3068
POSY	0.261	0.124	0.4629	-0.028	0.4911
RSHT	0.0282	0.1123	0.3088	-0.135	0.4437
PEND	-0.748	-0.034	-0.278	0.164	-0.4420
K1	0.349	0.5581	0.2141	0.1007	0.1130
RTKS	0.0262	0.0825	0.0456	0.0117	0.0339

value of the biggest and smallest estimator in each regency/ city that is observed simultaneously with average value, standard deviation, maximum and minimum value for each estimator in each regency / city, as well as the range.

The next stage is conducting statistical testing to see whether there is difference between parameters of GWPR model with the parameters of the global models obtained by Poisson regression. The hypothesis is formulated as follows:

$$H_0: \beta_k(u_i, v_i) = \beta_k, \text{ for } k = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1: \beta_k(u_i, v_i) \neq \beta_k, \text{ for } k = 1, 2, \dots, p$$

In case, a parameter -k for GWPR model and are a parameter of Poisson regression model. Test statistic that is used for this test is F-test statistic in which the ratio between deviance values obtained from the Poisson regression model with the values obtained from the GWPR model deviance, the results of which are summarized in Table 5.

Based on the results of summary of deviance value and statistics F in Table 4, the deviance value of Poisson regression model and GWPR model is 425.1266 and 398.3365

each, and each has degrees of freedom 14 and 10, thus resulting F value at 1.0672 .

By using a significance level at 0.05 , the value of $F_{(0.05; 14, 10)} = 2.60$. Therefore the value of $F = 1.0672$ is smaller than $F_{(0.05; 14, 10)} = 2.60$, it can be said that based on the data, there is not enough evidence to suggest there is a difference between the parameters of Poisson regression model and GWPR model.

The next step is conducting model parameter testing partially to see the factors that affect infant mortality rate in each regency or city in West java.

Although the results of significance testing of the parameters for the Poisson regression model shows that there are only six (out of ten variables observed) that are statistically significant on the number of infants death , but in GWPR modeling purpose, all variables that are observed are analyzed.

For example, the first location, Bogor, is tested and the variables that will be tested are NAKES variable (variable for the percentage of births that are helped by non-health personnel), the testing hypothesis is as follows:

Table 5
Summary of deviance value and F-test

Model	Deviance	db	Deviance/db	F
Poisson Regression	425.1266	14	30.3662	1.0672
GWPR	398.3365	10	28.4526	

$H_0: \beta_{(NAKES)}(u_1, v_1) = 0$ against $H_1: \beta_{(NAKES)}(u_1, v_1) \neq 0$

Null hypothesis means that parameter is a parameter that related with NAKES variable which is an insignificant parameter on IMR of Bogor. *The Hypotheses is tested using T-test statistic*, which is based on the calculations, the *T-value* = 1.5408. If the value is compared with the value of T, the significance level is 5% and the degree of freedom $db = 14$, then we obtain $T_{(0.025, 14)} = 2.145$. The result of statistics hypotheses testing is not significant because $T = 1.5408 < T_{(0.025, 14)} = 2.145$. This shows that the variable of health workers is not a variable or factors that influence the number of infant mortality in Bogor.

The results also mean that NAKES variable is not necessarily a variable that statistically influence Infant Mortality rate in other cities/ regencies in West Java.

The other result is, for example, to test the significance of ASI (breast-feeding) factors or variables (variables of infants that do not receive exclusive breast feeding) is still in Bogor. Based on the calculation, the value of T is 10.2599, where the value of T is bigger than the value of $T_{(0.025, 14)} = 2.145$, so that null hypothesis is rejected. This means

that ASI is a variable or factor that influence Infant mortality rate in Bogor.

However, these results cannot necessarily be applied in other locations in West Java Province. The significance variables in each regency / city are shown in Table 6.

Based on the information summarized in Table 6, each regency/ city has different factors that affect infant mortality rate. One interesting thing here is ASI variable occurs in all locations. This means that exclusive breastfeeding (ASI) is an important factor in reducing infant mortality rate in West Java. This means that ASI variables are variables or factors that influence the number of infant deaths in Bogor.

Another interesting variable is PEND Variable (variable of the mothers education). Edu variable is a factor that influences infant mortality rate in most places (the cities of Bogor, Sukabumi, Cirebon, Cimahi, Tasikmalaya, Banjar and Purwakarta) in West Java.

The comparison between Poisson regression model and GWPR model is made to determine which better model can be applied for infant mortality case in West Java. The Criteria of the fit of model used is made by comparing the value of AIC (Akaike's Information Criterion) on both models. The

Table 6
Influencing factors in each regency /city

Number	Regencies/Cities	Significance Variable	Number	Regencies/Cities	Significance Variable
A	BOGOR Regency	ASI MSKN K1	C	CIAMIS Regency	NAKES RISTI ASI K1 RSHT
	TASIKMALAYA Regency			KUNINGAN Regency	
	SUBANG Regency	MAJALENGKA Regency			
B	PURWAKARTA Regency	(SI K1 KN1 PEND	SUMEDANG Regency	D	
	BOGOR		INDRAMAYU Regency		
	SUKABUMI		DEPOK		
	CIREBON		SUKABUMI Regency		
	CIMAHI		CIANJUR Regency		
	TASIKMALAYA		BANDUNG Regency		
	BANJAR		GARUT Regency		
KARAWANG Regency	CIREBON Regency	ASI POSY NAKES MSKN			
BEKASI					
BANDUNG					
BEKASI					

Table 7
The result of the calculation of AIC and Deviance

Model	Deviance	AIC
Poisson Regression	425.1266	436.1266
GWPR	398.3365	409.3365

best model is the model with the smallest AIC value. The result of AIC calculation for both of these models is presented in Table 7.

The best model shown in Table 7 is GWPR model which has the smallest AIC value GWPR. Therefore, GWPR model is better to use for analyzing infant mortality rate in West Java than Poisson regression (which the parameter has similar value in each research location)

Conclusions

The development of community health status can be seen from the numbers of deaths in society from time to time. In addition, deaths can also be used as an indicator in assessing the success of health care and other health development programs. The mortality rate can be calculated by conducting various surveys and research.

To monitor the result of human development, high infant mortality rate reflects a lot of things. The low level of people who access health care, malnutrition, environmental contamination and lack of education of the mothers are all factors which influence IMR.

Therefore, some efforts to reduce IMR are by giving more education for women. Patrilineal culture, which prioritizes the education of males over that of females, which was adopted by most of society is expected to be eliminated. Thus, the gap of human resources quality between women and men will not be too big.

This study has demonstrated the application of regional- based model, a model that considers local effects of the location / area observed, in this case is the regencies/ cities in West Java. GWPR model is a local form of Poisson regression where the observed location is assumed with Poisson distributing data. The estimation of GWPR model parameter uses MLE method and solved by Newton-Raphson iteration.

The equation Testing of Poisson regression and GWPR models is approached

by F-distribution, while the partial test of the model parameters using Z-test. The selection for the best model in GWPR uses AIC.

Several conclusions can be drawn with respect to the identification of factors that affect infant mortality level of s / cities in West Java Province as follows;; (1) a better model that can be used to analyze the data of infant mortality rate in each / city in the West Java based on the smallest value of AIC is GWPR models (compared with Poisson regression model); (2) There is different information that is interesting and important from each regency / city in West Java about the factors that significantly influence the number of infant mortality rate. The Factors that significantly influence the number of infant mortality rate in all regencies /cities in East Java are the percentage of infants who do not receive an exclusive breastfeeding. Exclusive breastfeeding is breastfeeding the baby without giving the infants any food and other drinks until the infants reach 6 months old (ASI variable); And (3) Variable for maternal education (PEND) is a factor that influences the number of infant mortality rate in most cities in West Java.

Geographic modeling with GWPR model better uses semi parametric approach through the use of several fixed variables in each location and there are local or different variables for each location of research. Therefore, the interpretation of parameter estimator will become easier and the model becomes simpler, it can describes the conditions of each local area.

On the other hand, the samples that are used for sub-s in order to have better a spatial analysis. The variables that are used should include the elements of local social culture to obtain a final result that can explain the local conditions of the area.

References

Brunsdon C., A.S. Fotheringham, and M.E. Charlton (1996) *Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity, Geographical Analysis*

- 28(4):281-298.
- Brunsdon C., A.S. Fotheringham, and M.E. Charlton (1999) Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression, *Journal of Regional Science* 39(3): 497-524.
- Fotheringham A.S., C. Brunsdon and M.E. Charlton (2002) *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. New York: Wiley.
- Hajarisman, N, KA Notodiputro, K Sadik, dan IGP Purnaba (2013) Pendugaan Angka Kematian Bayi dengan Menggunakan Model Poisson Bayes Berhierarchy Dua-Level. *Mimbar*, 29(1): 49-56.
- Jajang, A. Saefuddin, IW Mangku, dan H Siregar (2013) Analisis Kemiskinan Menggunakan Model Panel Spasial Statik. *Mimbar*, 29(2): 195-204.
- Jetz W., C. Rahbek, J.W. Lichstein (2005) Local and global approaches to spatial data analysis in ecology, *Global Ecology and Biogeography* 14 (2005) 97-98.
- Leung Y., C.L. Mei, and W.X. Zhang (2000) Testing the Importance of the Explanatory Variables in a Mixed Geographically Weighted Regression Model, *Environment and Planning A* 32 9-32.
- Mennis J. (2006) Mapping the results of geographically weighted regression, *The Cartographic Journal*, 43(2):171-179.
- Pavlyuk, D. (2009) Application of the Spatial Stochastic Frontier Model for analysis of a regional tourism sector, *Transport and Telecommunications*, 10(2):26-32.
- Propastin P.P, M. Kappas, and R. Muratova (2006) Application of Geographically Weighted Regression Analysis to Assess Human-Induced Land Degradation in a Dry Region of Kazakhstan, *Proceedings of XXIII FIG Congress* TS 83: 1-16.
- Shariff N.M., S. Gairola, and A. Tahib (2010) Modelling urban land use change using geographically weighted regression and the implications for sustainable environmental planning, *Proceeding of 2010 International Congress on Environmental Modelling and Software*.