TESIS – SS09 2304

QUASI-MAXIMUM LIKELIHOOD UNTUK REGRESI PANEL SPASIAL
(Studi Kasus: Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur 2007 – 2009)

YULIAN SARWO EDI
NRP. 1310201701

DOSEN PEMBIMBING
Dr. rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2012

TESIS – SS09 2304

QUASI-MAXIMUM LIKELIHOOD
UNTUK REGRESI PANEL SPASIAL
(Studi Kasus: Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur 2007 – 2009)

YULIAN SARWO EDI
NRP. 1310201701

DOSEN PEMBIMBING
Dr. rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2012

THESIS – SS09 2304

QUASI-MAXIMUM LIKELIHOOD FOR SPATIAL PANEL REGRESSION (Case Study: Economic Growth of Municipalities in East Java Province 2007 - 2009)

YULIAN SARWO EDI
NRP. 1310201701

SUPERVISOR
Dr. rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

PROGRAM OF MAGISTER
DEPARTEMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2012

THESIS – SS09 2304

QUASI-MAXIMUM LIKELIHOOD FOR SPATIAL PANEL REGRESSION (Case Study: Economic Growth of Municipalities in East Java Province 2007 – 2009)

YULIAN SARWO EDI
NRP. 1310201701

SUPERVISOR
Dr. rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

PROGRAM OF MAGISTER
DEPARTEMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2012

QUASI-MAXIMUM LIKELIHOOD UNTUK REGRESI PANEL SPASIAL
(Studi Kasus: Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur 2007-2009)

Nama mahasiswa	:	Yulian Sarwo Edi
NRP	:	1310201701
Pembimbing	:	Dr. rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si
Co-Pembimbing	:	Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

ABSTRAK

Estimasi parameter spasial dapat dilakukan dengan beberapa cara, yaitu: *least square*, *generalized moment*, *maximum likelihood*, dan *Bayesian*. Metode *maximum likelihood* merupakan salah satu metode yang mudah dipergunakan namun syarat *error* berdistribusi Normal terkadang menjadi hambatan dalam proses estimasi. Metode *quasi-maximum likelihood* menjadi pilihan untuk membentuk statistik uji yang sesuai jika asumsi kenormalan terlanggar, yaitu dengan membentuk matriks *sandwich covariance*. Penelitian ini bertujuan membentuk algoritma estimasi *quasi-maximum likelihood* yang diterapkan pada model regresi panel spasial untuk laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur tahun 2007 – 2009. Hasilnya adalah laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur membentuk model regresi panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial.

Kata kunci : data panel, *maximum likelihood*, pertumbuhan ekonomi, *quasi-maximum likelihood*, *sandwich covariance*, spasial.

QUASI-MAXIMUM LIKELIHOOD FOR SPATIAL PANEL REGRESSION
(Case Study: Economic Growth of Municipalities in East Java Province 2007 – 2009)

Student's Name	:	Yulian Sarwo Edi
Student's ID Number	:	1310201701
Supervisors	:	Dr. rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si
Co-Supervisor	:	Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

ABSTRACT

Parameter estimation for spatial data can be done by several ways such as: least square, generalized moment, maximum likelihood, and Bayesian methods. Maximum likelihood is one of the feasible methods, however it requires Normal distribution in the error term. It is quiet often that this assumption cannot be satisfied. Quasi-maximum likelihood method is proposed for overcoming the problem of violation toward normal distribution of the error term. This research aims to study the inference of quasi-maximum likelihood estimator. This method is applied to spatial regression panel model for modeling economic growth in East Java Province for the period of 2007 – 2009. The result shows that the economic growth of East Java Province can be modeled by panel spatial with fixed individual effects and spatial lag.

Keywords: economic growth, maximum likelihood, panel data, quasi-maximum likelihood, sandwich covariance, spatial.

BAB 2

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Regresi Panel, Regresi Spasial dan Regresi Panel Spasial

Data panel merupakan gabungan antara data *time series* dan *cross section* sehingga struktur datanya merupakan gabungan dari keduanya. Model umum untuk regresi data panel, merupakan pengembangan dari model regresi sederhana atau ekonometrika non spasial (Gujarati, 2004; Drapper dan Smith, 1998). Bentuk umum regresi adalah:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \;, \qquad \textbf{(2.1)}$$

dengan

y_i : variabel respon, i = 1, 2, ..., n

X_{mi} : variabel prediktor ke-m, m = 1, 2, ..., k

β_l : koefisien regresi ke-l, l = 0, 1, ..., l

i : objek observasi, i = 1, 2, …, n

k : jumlah variabel prediktor

ε : *error term*, $\varepsilon \sim N(0,\sigma^2)$.

Bentuk umum regresi data panel adalah:

$$y_{ti} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ti} + \beta_2 X_{2ti} + \cdots + \beta_k X_{kti} + \varepsilon_{ti} \;, \qquad \textbf{(2.2)}$$

dengan t adalah waktu pengamatan, t = 1, 2, …, T. Bila setiap observasi memiliki data *cross-section* yang sama untuk semua runtun waktu penelitian, maka disebut *balanced panel data*, sedangkan bila salah satu tidak lengkap disebut *unbalanced panel data*.

Statistika spasial merupakan bentuk dan variasi dari atribut data yang terkait dengan kondisi geografis, misal: posisi pada garis bujur dan lintang (Griffith, 2011). Spasial ekonometrika ditujukan pada data bidang ekonomi yang didalamnya mengandung unsur kewilayahan (geografis). Dalam hal ini terkait dengan keterkaitan/ketergantungan wilayah (*spatial dependency*) dan keragaman wilayah (*spatial heterogeneity*). Kedua hal ini merupakan kelebihan analisis spasial ekonometrika, sehingga analisis ekonometrika non spasial kurang mendapat perhatian karena dianggap memiliki kekurangan.

Spatial dependency atau *spatial autocorrelation* menggambarkan ketergantungan antar wilayah. Misalkan suatu daerah *a* memiliki ketergantungan dengan daerah *b* dengan $a \neq b$. Ketergantungan tersebut dapat didasarkan pada pendapat Tobler (1970) yang menyampaikan *the first law of geography,"in which everything is related to everythings else, but near things are more related than distant things"* (Miller, 2004). Maksudnya adalah setiap sesuatu (lokasi) pasti berhubungan dengan (lokasi) yang lain namun lokasi terdekat mempunyai kedekatan yang lebih dibanding lokasi lainnya. *Spatial heterogeneity* atau *spatial structure* menggambarkan keragaman/variasi model untuk tiap wilayah. Penyelesaian masalah/model untuk kasus ini sebagaimana penyelesaian dalam ekonometrika non spasial. Model umum regresi spasial dikenal dengan *Spatial Autoregressive and Moving Average (SARMA)*, sebagai berikut (Anselin, 1998 dan LeSage, 1999):

$$\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}_1\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \text{ dengan } \mathbf{u} = \lambda\mathbf{W}_2\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}\ , \qquad \textbf{(2.3)}$$

dengan

$\mathbf{W}_1$ $\mathbf{W}_2$: bobot spasial, selanjutnya $\mathbf{W}_1 = \mathbf{W}_2 = \mathbf{W}$**,**

ρ : koefisien *lag* spasial

λ : koefisien *error* spasial

u : *disturbance vector*

$\boldsymbol{\varepsilon} \sim$ Normal $(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I})$.

Berdasarkan persamaan **(2.3)**, dapat ditentukan beberapa model regresi tersendiri dengan memperhatikan kondisi koefisien spasialnya, yaitu:

a. **Model regresi linier**, model ini terjadi bila $\rho = 0$ dan $\lambda = 0$ sehingga persaman **(2.3)** berubah menjadi persamaan **(2.1)**, yaitu : $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$.

b. **Model *autoregressive*** atau **dependensi *lag* spasial (SAR)**, model ini terjadi bila $\rho \neq 0$ dan $\lambda = 0$ sehingga persamaan **(2.3)** menjadi :

$$\mathbf{y} = \quad \mathbf{Wy} + \mathbf{X\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \ . \qquad \textbf{(2.4)}$$

c. **Model korelasi *error* spasial (SEM)**, terjadi bila $\rho = 0$ dan $\lambda \neq 0$ maka persamaan **(2.3)** menjadi :

$$\mathbf{y} = \mathbf{X\beta} + \mathbf{u} \text{ dengan } \mathbf{u} = \quad \mathbf{Wu} + \boldsymbol{\varepsilon} \ . \qquad \textbf{(2.5)}$$

Regresi panel spasial merupakan penggabungan dari kedua jenis regresi sebelumnya. Persamaan umum untuk regresi panel spasial dapat dipisahkan dalam dua bagian utama yaitu: regresi dengan efek tetap (*fixed effects*) dan efek random (*random effects*) sebagaimana dijelaskan Elhorst, 2010.

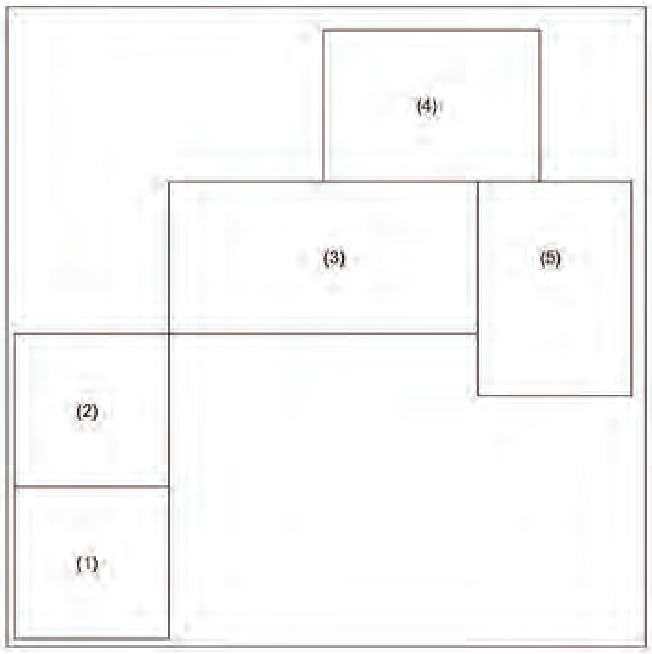
Persamaan umum untuk regresi panel *fixed effects* dengan *lag* spasial sebagai berikut:

$$y_{it} = \quad \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \quad {}_{i} + \quad {}_{it} \ . \qquad \textbf{(2.6)}$$

Sedangkan persamaan umum regresi panel *fixed effects* dengan *error* spasial sebagai berikut:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it} \text{ dengan } u_{it} = \quad \sum_{j=1}^{N} w_{ij} u_{jt} + \quad {}_{it} \ . \qquad \textbf{(2.7)}$$

Hal menonjol dalam model spasial adalah pembobotan wilayah yang menyatakan hubungan atau keterkaitan antar wilayah secara geografis. Bentuk hubungan tersebut sebagaimana pendapat Tobler (1970) yang sudah dijelaskan sebelumnya. LeSage (1999), salah satu alternatif pembentukan bobot adalah dengan menggunakan metode ketersinggungan (*contiguity*). Gambar 1 memberikan ilustrasi tata letak wilayah untuk menentukan metode ketersinggungan. Berikut beberapa jenis bobot dengan metode ketersinggungan:



Gambar 2.1. Contoh tata letak wilayah

i. *Linier contiguity*:

Didefinisikan w_{ab} = 1 untuk dearah yang dikanan/kirinya berhubungan langsung dengan daerah lain. Untuk baris 1, akan dicatat hubungan daerah lain dengan daerah 1. Dalam Gambar 1, kita peroleh nilai $w_{ab} = 0$ untuk $b = 1, \ldots, 5$ karena daerah 1 tidak memiliki hubungan dengan daerah lain disisikanan/kirinya, melainkan dengan atas yaitu daerah 2. Demikian pula untuk daerah 5, karena hanya berhubungan dengan daerah 3 (disisi kirinya) maka nilai $w_{53} = 1$ dan 0 untuk lainnya.

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

ii. *Rook contiguity:*

Didefinisikan w_{ab} = 1 untuk daerah yang berhubungan dengan daerah lainnya. Untuk baris 1, akan tercatat w_{12} = 1 karena daerah 1 berhubungan dengan daerah 2 dan bernilai 0 untuk lainnya. Demikian pula untuk baris 3, akan tercatat w_{34} dan w_{35} bernilai 1 dan 0 untuk lainnya karena daerah 3 berhubungan dengan daerah 4 dan daerah 5.

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

iii. *Bishop contiguity:*

Didefinisikan w_{ab} = 1 untuk daerah yang bersinggungan pada sudut daerah lain. Gambar 1 hanya terisi w_{23} = 1 dan w_{32} = 1 karena hanya daerah tersebut yang sudutnya bersentuhan sementara lainnya bernilai 0.

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

iv. *Queen contiguity:*

Didefinisikan wab = 1 untuk daerah yang bersinggungan pada sudut dan atau sisi dengan daerah lain. Dari Gambar 1, w32, w34, dan w35 akan bernilai 1 karena daerah 3 bersinggungan sisi dengan daerah 4 dan daerah 5 serta bersinggungan sudut dengan daerah 2.

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

Matriks bobot spasial ini bersifat simetri dengan diagonal utamanya bernilai nol (0). Untuk beberapa hal matriks bobot mengalami standardisasi, biasanya terhadap baris sehingga dikenal dengan row-standardized spatial weight matrix. Sebagai contoh adalah perubahan hasil dari rook contiguity.

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \rightarrow \mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \end{pmatrix}.$$

2.2. Estimasi Parameter dengan *Maximum Likelihood*

Estimasi parameter dapat dilakukan melalui beberapa metode, sebagaimana telah disebutkan pada bab sebelumnya. Estimasi parameter yang cukup dikenal adalah metode *maximum likelihood* didasarkan pada fungsi *likelihood* yang dimaksimumkan.

Fungsi *likelihood* didefinisikan sebagai fungsi dari parameter pada observasi tertentu. Cassela dan Berger (2002), bila *f(z|θ)* merupakan distribusi bersama (*joint pdf* atau *pmf*) dari sampel Z = (Z_1, Z_2, …, Z_n). Pada nilai pengamatan Z = z, fungsi dari θ adalah *L(θ|z)* = *f(z|θ)* yang disebut fungsi *likelihood*. Bila terdapat parameter sejumlah *p* maka fungsi *likelihood* menjadi:

$$L(\boldsymbol{\theta} \mid \mathbf{z}) = L\left({}_1, \cdots, {}_p \mid z_1, \cdots, z_n \right) = \prod_{i=1}^{n} f\left(z_i \mid {}_1, \cdots, {}_p \right). \quad \textbf{(2.8)}$$

Untuk tiap titik/nilai z, anggap terdapat $\hat{\ }(z)$ sebagai nilai parameter dimana nilai *L*(**θ**|*z*) mencapai nilai maksimumnya sebagai fungsi dari **θ** pada nilai z tertentu. Estimator *maximum likelihood* dari parameter **θ** didasarkan pada nilai Z adalah $\hat{\ }(z)$. Dengan menyamakan turunan pertama fungsi likelihood terhadap θ_i, *i* = 1, …, *p*, akan diperoleh kandidat estimator parameter maximum likelihood.

Hayasi (2000), fungsi *score*, biasa disebut *score*, adalah ***gradient*** dari log *likelihood* (turunan pertama dari log *likelihood* terhadap vektor parameter). Matriks informasi **F**(**θ**), biasa disebut matriks informasi Fisher. Biasanya matriks informasi sama dengan negative dari nilai ekspektasi Hessian (matriks turunan kedua dari log *likelihood* terhadap parameter). Variansi-kovariansi (**θ**) dari *maximum likelihood* adalah invers dari matriks informasi.

$$\textit{score}: \ \mathbf{sc}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}}. \quad \textbf{(2.9)}$$

$$\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}'}\right]. \quad \textbf{(2.10)}$$

$$\text{Hessian: } \mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}) = E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}'}\right]. \quad \textbf{(2.11)}$$

$$\text{Variansi-kovariansi: } \mathbf{VC}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) = \left(-E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}'}\right]\right)^{-1}. \quad \textbf{(2.12)}$$

2.2.1 Estimasi *Maximum Likelihood* untuk Regresi Spasial

Prosedur estimasi *maximum likelihood* adalah dengan melakukan penurunan pertama fungsi *likelihood* atau log *likelihood* terhadap parameter yang akan diestimasi dan menyamakannya dengan nol (0). Dari persamaan umum spasial, persamaan **(2.3)**, dengan asumsi bahwa *error* berdistribusi Normal (**0,** σ^2**I**) maka fungsi likelihood dapat ditentukan sebagai berikut:

1. Manipulasi persamaan **(2.3)** menjadi

$$\mathbf{u} = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \rightarrow (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad \textbf{(2.13)}$$

$$\mathbf{u} = \lambda\mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \rightarrow (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})\mathbf{u} = \boldsymbol{\varepsilon} \rightarrow \mathbf{u} = (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}. \quad \textbf{(2.14)}$$

2. Substitusi persamaan **(2.14)** ke persamaan **(2.13)** maka

$$(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}$$
$$(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} = (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}$$
$$(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})\left[(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}\right] = \boldsymbol{\varepsilon}.$$

3. Fungsi *likelihood* untuk SARMA adalah

$$L(\ \ ,\ \ ,\boldsymbol{\beta},\ \ ^{2}) = (2\ \ )^{-\frac{n}{2}}(\ \ ^{2})^{-\frac{n}{2}}|\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}||\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}|\exp\left[-\frac{1}{2\ \ ^{2}}\boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon}\right]. \quad \textbf{(2.15)}$$

Estimasi parameter spasial dengan metode *maximum likelihood* tidak dapat dilakukan dengan cara sederhana karena untuk mengestimasi suatu parameter model masih mengandung parameter lain yang belum diketahui. Hasil dari penurunan pertama fungsi *likelihood*, persamaan **(2.15)**, atau log *likelihood* terhadap **β** masih mengandung λ dan ρ yang juga akan diestimasi. Demikian pula dengan turunan pertama untuk mendapatkan λ atau ρ, akan terdapat **β** yang harus diestimasi terlebih dahulu. Hal serupa juga terjadi untuk estimasi parameter pada model SAR dan SEM. Untuk itu proses iterasi (numerik) diperlukan dalam proses estimasi parameter spasial. Estimasi MLE untuk model SAR dan SEM selengkapnya dapat dilihat dalam Anselin, 1999.

2.2.2 Estimasi *Maximum Likelihood* untuk Regresi Panel

Salah satu model regresi panel adalah *fixed effect*, proses estimasi dapat melalui tiga tahap (Elhorst, 2010). Pertama, melakukan pembedaan terhadap rataannya tiap periode waktu (*demeaning*) sehingga terjadi transformasi:

$$y^*_{ti} = y_{ti} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_{ti} \text{ dan } x^*_{ti} = x_{ti} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_{ti} \quad . \qquad \textbf{(2.16)}$$

Kedua, melakukan regresi dari hasil *demeaning* menjadi

$$y^*_{ti} = x^*_{ti} \quad + \; {}^*_{ti} \; . \qquad \textbf{(2.17)}$$

Dari persaman **(2.17)** diperoleh *error term* adalah: $y^*_{ti} - x^*_{ti} \quad = \; {}^*_{ti}$.

Fungsi log *likelihood*-nya adalah:

$$\ln L = -\frac{TN}{2}\ln\left(2 \quad {}^2\right) - \frac{1}{2 \; {}^2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\left(y^*_{ti} - x^*_{ti} \quad\right)^2 \quad . \qquad \textbf{(2.18)}$$

Estimasi parameter $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ untuk $\boldsymbol{\beta}$ dan $\hat{\ }^2$ untuk σ^2, yaitu $\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}^{*}\mathbf{'}\mathbf{X}^{*}\right)^{-1}\mathbf{X}^{*}\mathbf{'}\mathbf{Y}^{*}$ dan $\hat{\ }^2 = \left[\left(y^*_{it} - x^*_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)'\left(y^*_{it} - x^*_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)\right] / NT$. Nilai *fixed effect* adalah $\hat{\ }_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y^*_{it} - x^*_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)$. Model lain dijelaskan dalam Elhorst, 2010.

2.2.3 *Quasi-Maximum Likelihood Estimation* (QMLE)

Salah satu asumsi yang diterapkan dalam regresi klasik adalah *error term* mengikuti distribusi Normal (0,σ^2). Biasanya akan dilakukan transformasi data bila asumsi kenormalan tidak terpenuhi atau melakukan penambahan jumlah sampel atau data. Kedua hal sering kali tidak mudah (atau mungkin) dilakukan. Harapannya adalah dengan melakukan perbesaran sampel (data) maka teorema limit pusat dapat diterapkan. Pada kenyataanya, seringkali dijumpai bahwa sebenarnya *error* tidak berdistribusi Normal (0,σ^2) sehingga terjadi mispesifikasi model akibat kesalahan dalam penetapan distribusi *error*.

QMLE membantu menguatkan hasil inferensi *maximum likelihood* bila asumsi *error* terlanggar. Metode QMLE merupakan metode estimasi yang dilakukan terhadap variansi-kovariansi parameter model dengan asumsi *error* yang terlanggar. Berdasarkan nilai variansi-kovariansi yang terbentuk disusun inferensi baru untuk menentukan signifikasi estimator parameter model. QMLE masih tetap memanfaatkan metode *maximum likelihood* sebagai dasar, sehingga penghitungan variansi-kovariansi *quasi* juga merupakan nilai-nilai yang dihasilkan dari metode *maximum likelihood*.

Variansi-kovariansi *quasi* dikenal dengan *sandwich covariance* yang merupakan modifikasi dari matriks informasi Fisher ($\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta})$). *Sandwich covariance* ($\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta})$) dirumuskan sebagai berikut:

$$\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta}), \qquad \textbf{(2.19)}$$

dengan $\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta}) = E\left[\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}'}\right]$ dan $\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'}\right]$.

Beberapa penelitian spasial menggunakan metode QMLE, diantaranya: Su dan Jin (2007), Su dan Yang (2008), dan Yu, Jong dan Lee (2007). Su dan Jin (2007) menerapkan QMLE dalam model *spatial autoregressive*. Su dan Yang (2008) QMLE diterapkan dalam model *spatial error*, dan Yu, Jong dan Lee (2007) menggunakan QMLE dalam model *fixed effect* dengan ukuran sample besar. Penelitian panel spasial dengan metode QMLE disampaikan oleh Yang (2006).

2.3. Pengujian Statistik

Pengujian yang dilakukan dalam penelitian ini meliputi pengujian terhadap signifikansi efek panel dalam data, asumsi kenormalan pada residual, dan signifikansi koefisien regresi. Pengujian efek panel menggunakan statistik uji F, pengujian asumsi kenormalan pada residual menggunakan Kolmogorv-Smirnov, dan pengujian signifikansi koefisien regresi dengan uji **t**. Berikut penjelasan untuk tiap pengujian

2.3.1 Pengujian Efek Panel

Pengujian efek panel dimaksudkan untuk mengetahui apakah data panel yang ada mengandung efek panel (*fixed effects*) atau tidak. Artinya, jika tidak terdapat efek panel maka regresi linier cukup baik digunakan untuk data tersebut. Pengujian dilakukan dengan membandingkan model hasil *fitting* terhadap regresi liner sederhana dan regresi panel *fixed effects*. Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji F. Prosedur pengujiannya sebagai berikut (Baltagi, 2005):

$$H_0 : {}_1 = {}_2 = \dots = {}_{N-2} = {}_{N-1} = 0$$

$$H_1 : \text{ sedikitnya ada satu } {}_i \neq 0$$

Statistik uji: $F_{hitung} = \dfrac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{(URSS)/(N(T-1)-k)} \sim F_{/2,(N-1),(N(T-1)-k)}$,

dengan

RRSS : *Restricted Residual Sum of Squares* dari OLS

URSS : *Unrestricted Residual Sum of Squares* dari panel *fixed effects*

α : taraf signifikansi uji (5%)

N : jumlah data *cross section* (lokasi)

T : jumlah data series.

Keputusan tolah H_0 jika nilai F_{hitung} lebih besar dari $F_{/2,(N-1),(N(T-1)-k)}$ (atau nilai p-value lebih kecil dari taraf signifikansi uji). Artinya, terdapat efek panel (*fixed effects*) dalam data sehingga penggunaan regresi panel lebih baik dibanding dengan penggunaan regresi linier.

2.3.2 Pengujian Asumsi Normal

Salah satu asumsi dalam model regresi adalah *error term* mengikuti distribusi Normal $(0,\sigma^2)$. Pengujian dilakukan terhadap nilai residual dari *fitting model*. Beberapa cara yang bisa dilakukan untuk pengujian asumsi normal, diantaranya dengan melihat grafik (plot residual) dan pengujian statistik. Plot residual yang digunakan biasanya histogram dengan *fitted* (*line*) distribusi Normal. Sedangkan pengujian statistik diantaranya adalah Aderson-Darling (**A^2** *test*) dan Kolmogorov-Smirnov (**K-S** *test*).

Prinsip pengujian Kolmogorov-Smirnov adalah membandingkan sederet data dengan distribusi Normal baku. Beberapa perangkat lunak statistik secara otomatis melakukan standardisasi data sebelum dibandingkan dengan Normal baku dalam pengujian Kolmogorov-Smirnov. Sehingga penting untuk mengetahui proses pengujian Kolmogorov-Smirnov pada tiap perangkat lunak, apakah perlu dilakukan standardisasi data terlebih dahulu atau tidak. Prosedur uji normalitas dengan menggunakan Kolmogorov-Smirnov sebagai berikut:

$$H_0 : \hat{F}(x) = F_0(x)$$

$$H_1 : \hat{F}(x) \neq F_0(x),$$

Statistik uji: $D_n = \sup\limits_{x \in R} \left| \hat{F}(x) - F_0(x) \right|$

dengan

$\hat{F}$: distribusi kumulatif empiris $\rightarrow \hat{F}(x) = \dfrac{\#(i : x_i \leq x)}{n}$

F_0 : fungsi distribusi kumulatif yang diketahui.

Keputusan menolak H_0, residual tidak mengikuti distribusi normal, jika nilai statistik uji D_n lebih besar dari nilai tabel Kolmogorov-Smirnov atau p-value lebih kecil dari taraf signifikansi uji.

2.3.3 Pengujian Signifikansi Koefisien Regresi

Estimator yang diperoleh dari *fitting model* harus diuji signifikansinya terhadap model. Bila terdapat estimator yang tidak signifikan maka *fitting model* harus diulang tanpa melibatkan variabel yang estimatornya tidak signifikan. Hingga diperoleh model dengan keseluruhan estimator yang signifikan. Statistik uji yang digunakan adalah **t** yang mengikuti distribusi t-student. Pengujian dilakukan sebagai berikut:

$$H_0 : \;_l = 0$$

$$H_1 : \;_l \neq 0$$

Statistik uji: $t_{hitung} = \dfrac{\hat{\;}_l}{se\left(\hat{\;}_l\right)} \sim t_{\,/2,NT-1}$

dengan

$\hat{\ }_{l}$: estimator ke-*l*

$\mathbf{se}_q\left(\hat{\ }_{l}\right)$: ***standard error*** estimator ke-*l*.

Keputusan tolak H_0 jika nilai t_{hitung} lebih besar dari nilai $t_{\ ,NT-1}$ atau p-value lebih kecil dibanding taraf signifikansi uji. Artinya, estimator yang dihasilkan dari *fitting model* signifikan (nyata).

BAB 3
METODOLOGI

3.1 Data dan Sumber Data

Pada penelitian ini metode QMLE diaplikasikan pada kasus Laju Pertumbuhan Ekonomi kabupaten/kota di Propinsi Jawa Timur Tahun 2007 – 2009. Variabel respon dalam penelitian ini adalah Laju Pertumbuhan Ekonomi (**LPE**) kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Variabel prediktornya adalah: Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (**TPAK**), Rata – Rata Lama Sekolah (**SKLH**), Persentase Dana Alokasi Umum terhadap Total Penerimaan (**DAU**), Jumlah Industri Besar Sedang (**IBS**). Sumber data adalah publikasi Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur yang diselaraskan dengan publikasi Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan, Kementrian Keuangan Republik Indonesia. Data penelitian selengkapnya disajikan pada Lampiran 1.

3.2 Definisi Operasional Variabel Penelitian

Berikut konsep dan penjelasan dari variabel yang dipergunakan:

- Laju Pertumbuhan Ekonomi (**LPE**), definisi pertumbuhan ekonomi cukup banyak berkembang diantaranya berdasarkan output riil dan output perkapita. Dalam pembahasan ini didasarkan peningkatan output riil suatu wilayah terhadap waktu tertentu. Laju pertumbuhan ekonomi atau produk domestik bruto (PDB/PDRB) atas dasar harga konstan diperoleh dengan mengurangi nilai pada tahun ke n dengan nilai pada tahun ke (n-1) dibagi dengan nilai pada tahun ke (n-1) dikalikan dengan 100 persen. Laju pertumbuhan PDB/PDRB menunjukkan tingkat perkembangan riil dari agregat pendapatan untuk masing-masing tahun dibandingkan dengan tahun sebelumnya. Satuan data yang digunakan adalah persentase.
- Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (**TPAK**), rasio jumlah angkatan kerja terhadap jumlah penduduk usia kerja. Satuan data yang digunakan adalah persentase.

- Rata – Rata Lama Sekolah (**SKLH**), sebuah angka yang menunjukkan rata-rata lamanya bersekolah seseorang dari masuk sekolah dasar sampai dengan tingkat pendidikan terakhir. Pada prinsipnya angka ini merupakan transformasi dari bentuk kategorik tingkat pendidikan tertinggi (TPT) menjadi bentuk numerik. Lamanya bersekolah merupakan ukuran akumulasi investasi pendidikan individu. Setiap tahun tambahan sekolah diharapkan akan membantu meningkatkan pendapatan individu tersebut. Rata-rata lama bersekolah dapat dijadikan ukuran akumulasi modal manusia suatu daerah. Ukuran ini mengatasi masalah kekurangan estimasi dari TPT yang tidak mengakomodir kelas tertinggi yang pernah dicapai individu. Tetapi, jumlah tahun bersekolah ini tidak mengindahkan kasus-kasus tidak naik kelas, putus sekolah yang kemudian melanjutkan kembali, dan masuk sekolah dasar di usia yang terlalu muda atau sebaliknya. Sehingga nilai dari jumlah tahun bersekolah menjadi terlalu tinggi kelebihan estimasi atau bahkan terlalu rendah (*underestimate*). Satuan data yang digunakan adalah tahun.
- Dana Alokasi Umum (**DAU**), merupakan dana perimbangan yang diperoleh daerah (dalam hal ini kabupaten/kota) baik dari pemerintah pusat maupun pemerintah provinsi (dalam hal ini pemerintah Provinsi Jawa Timur). Analisa akan dilakukan terhadap persentase DAU terhadap total penerimaan.
- Jumlah Industri Besar dan Sedang (**IBS**), Industri besar adalah perusahaan yang mempunyai pekerja 100 orang atau lebih. Industri sedang adalah perusahaan yang mempunyai pekerja 20 – 99 orang.

Berdasarkan literatur ekonomi yang ada, telah dijelaskan bahwa laju pertumbuhan ekonomi suatu wilayah dipengaruhi oleh banyak hal diantaranya modal (diantaranya: kapital, investasi, tabungan), sumberdaya alam (diantaranya: luas wilayah dan kandungan bahan tambang), sumberdaya manusia (diantaranya: pendidikan, jumlah penduduk, pengangguran, dan angkatan kerja), dan teknologi yang dimiliki/dikembangkan (diantaranya: industri pengolahan). Pada penelitian ini variabel prediktor merupakan variabel yang berhubungan positif terhadap laju pertumbuhan ekonomi. Tingkat partisipasi angkatan kerja, merupakan salah satu faktor utama dalam peningkatan produksi. Banyaknya angkatan kerja yang bekerja diharapkan meningkatkan pertumbuhan ekonomi diwilayah tersebut. Demikian juga dengan jumlah industri besar dan sedang, semakin banyak industri besar dan sedang disuatu wilayah akan dapat meningkatkan output wilayah tersebut. Faktor tidak langsung dari pertumbuhan ekonomi diantaranya adalah pendidikan penduduk. Perkembangan teknologi mengisyaratkan kebutuhan tenaga kerja yang professional dan terdidik. Diharapkan dengan pendidikan yang tinggi, penduduk akan lebih mudah menyerap teknologi guna meningkatkan output dari produksi barang dan jasa suatu wilayah. Sedangkan variabel persentase dana alokasi umum juga diharapkan dapat menjadi pendorong pertumbuhan ekonomi wilayah, mengingat sebagaian besar kabupaten/kota masih sangat tergantung dari besarnya dana alokasi umum yang diterimanya untuk memenuhi kebutuhan wilayahnya baik administratif maupun investasi. Hal ini terjadi karena pendapatan asli daerah, sebagian besar kabupaten/kota, masih cukup kecil dibanding dengan nilai dana alokasi umum yang diterima.

3.3. Metode Analisis Data

Permasalahan yang disampaikan dalam **1.2** diselesaikan melalui prosedur yang dijelaskan sebagai berikut:

3.3.1 Metode *Quasi-Maximum Likelihood Estimation* (QMLE)

Langkah-langkah penghitungan statistik uji QMLE sebagai berikut:

1. Mendefinisikan model panel spasial *fixed effects* sebagaimana persamaan **(2.6)** dan **(2.7)** .
   a. Panel *fixed effects* dengan *error* spasial

      $y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it}$ dengan $u_{it} = \quad \sum_{j=1}^{N} w_{ij} u_{jt} + \quad {}_{it}$.

   b. Panel *fixed effects* dengan *lag* spasial

      $y_{it} = \quad \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \quad {}_{i} + \quad {}_{it}$.

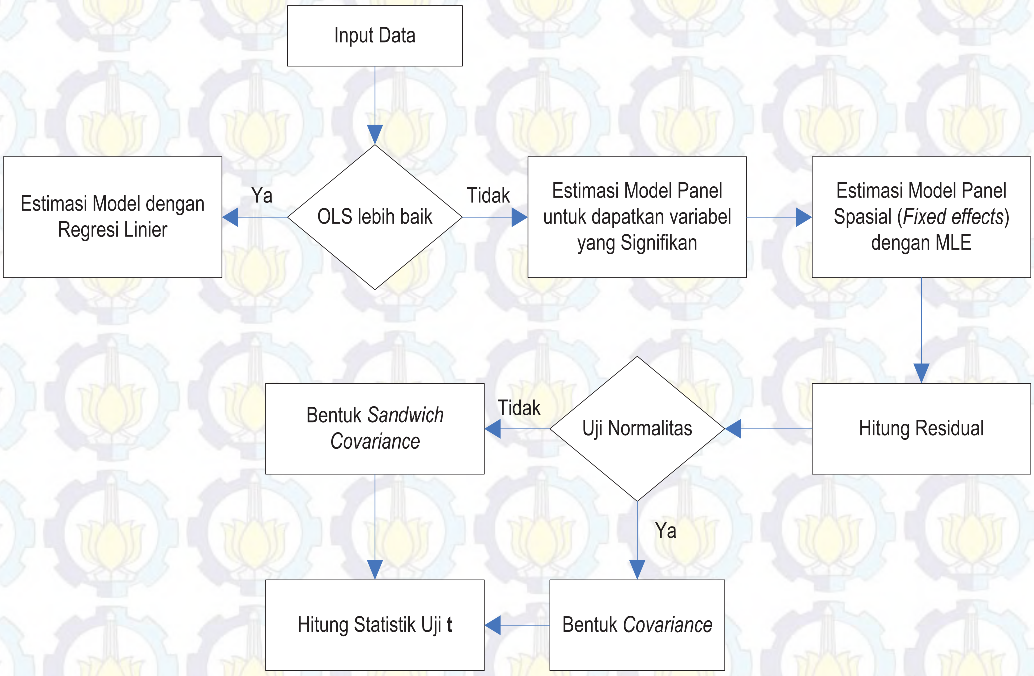
2. Membentuk fungsi likelihood dan log likelihood panel spasial

3. Mencari turunan pertama dari fungsi log *likelihood.* Mencari nilai yang memaksimumkan fungsi log *likelihood* dengan cara menyamakan dengan nol turunan dari fungsi log *likelihood*, $\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \mathbf{0}$.
   a. Panel *fixed effects* dengan *error* spasial
   $$\frac{\partial \ln L(\ \ ,\boldsymbol{\beta},\ \ ^2)}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0}, \frac{\partial \ln L(\ \ ,\boldsymbol{\beta},\ \ ^2)}{\partial\ \ } = 0, \text{ dan } \frac{\partial \ln L(\ \ ,\boldsymbol{\beta},\ \ ^2)}{\partial\ \ ^2} = 0 .$$
   b. Panel *fixed effects* dengan *lag* spasial
   $$\frac{\partial \ln L(\ \ ,\boldsymbol{\beta},\ \ ^2)}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0}, \frac{\partial \ln L(\ \ ,\boldsymbol{\beta},\ \ ^2)}{\partial\ \ } = 0, \text{ dan } \frac{\partial \ln L(\ \ ,\boldsymbol{\beta},\ \ ^2)}{\partial\ \ ^2} = 0 .$$
4. Penghitungan statistik uji QMLE
   a. Bentuk matriks *sandwich covariance*, **S(θ)**
   $$\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})$$
   dengan
   $$\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta}) = E\left[\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}'}\right] \text{ dan } \mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'}\right].$$
   b. Hitung *standard error* estimator
   $$\mathbf{se}_q = \sqrt{diagonal\left[\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta})\right]} .$$
   c. Hitung statistik uji t untuk estimator
   $$\mathbf{t}_q = \frac{\hat{\boldsymbol{\beta}}_k}{\mathbf{se}_q(\hat{\boldsymbol{\beta}}_k)} .$$

Selanjutnya, dari tahapan diatas akan dibuat suatu algoritma komputasi untuk menjawab permasalah kedua, algoritma ini akan disusun dalam suatu fungsi dengan program R yang diintegrasikan dalam sebuah *Graphical User Interface* atau antar muka grafis (Lampiran 5 dan Lampiran 6) untuk membantu mempermudah proses estimasi regresi panel spasial.

3.3.2 Metode Analisis Data Panel Spasial

Model yang dipergunakan adalah model *fixed effects* dengan *lag* spasial dan *error* spasial. Bobot spasial yang digunakan adalah pendekatan ketersinggungan (*contiguity*), yaitu *Queen contiguity.* Langkah-langkah analisis data panel spasial dijelaskan dalam Gambar 2.



Gambar 3.1. Langkah-langkah penelitian

1. Input data (**y**, **X**, **W**).
2. Lakukan pengujian untuk menentukan apakah penambahan efek panel dalam data diperlukan dibanding dengan regresi linier:
   a. Fitting model regresi linier,
   b. Fitting model panel *fixed effects*,
   c. Uji efek panel dalam data
      H_0: $\mu_i = 0$
      H_1: setidaknya terdapat satu $\mu_i \neq 0$,
   d. Hitung statistik uji F,
   e. Keputusan tolak H_0 jika statistik uji F lebih besar dari F-tabel.

3. Jika efek panel signifikan, estimasi parameter untuk model panel dengan *maximum likelihood* untuk menentukan variabel yang signifikan.
4. Lakukan estimasi parameter untuk model panel spasial dengan variabel yang diperoleh dari langkah (3) dengan *maximum likelihood*.
5. Lakukan pengujian asumsi kenormalan pada residual dari model yang diperoleh pada langkah (4).
6. Jika (5) mengindikasikan bahwa residual berdistribusi normal maka lakukan pengujian dengan *maximum likelihood*. Jika (5) mengindikasikan bahwa residual tidak berdistribusi normal maka lakukan pengujian dengan *quasi-maximum likelihood*.

BAB 3
METODOLOGI

3.1 Data dan Sumber Data

Pada penelitian ini metode QMLE diaplikasikan pada kasus Laju Pertumbuhan Ekonomi kabupaten/kota di Propinsi Jawa Timur Tahun 2007 – 2009. Variabel respon dalam penelitian ini adalah Laju Pertumbuhan Ekonomi (**LPE**) kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Variabel prediktornya adalah: Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (**TPAK**), Rata – Rata Lama Sekolah (**SKLH**), Persentase Dana Alokasi Umum terhadap Total Penerimaan (**DAU**), Jumlah Industri Besar Sedang (**IBS**). Sumber data adalah publikasi Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur yang diselaraskan dengan publikasi Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan, Kementrian Keuangan Republik Indonesia. Data penelitian selengkapnya disajikan pada Lampiran 1.

3.2 Definisi Operasional Variabel Penelitian

Berikut konsep dan penjelasan dari variabel yang dipergunakan:

- Laju Pertumbuhan Ekonomi (**LPE**), definisi pertumbuhan ekonomi cukup banyak berkembang diantaranya berdasarkan output riil dan output perkapita. Dalam pembahasan ini didasarkan peningkatan output riil suatu wilayah terhadap waktu tertentu. Laju pertumbuhan ekonomi atau produk domestik bruto (PDB/PDRB) atas dasar harga konstan diperoleh dengan mengurangi nilai pada tahun ke n dengan nilai pada tahun ke (n-1) dibagi dengan nilai pada tahun ke (n-1) dikalikan dengan 100 persen. Laju pertumbuhan PDB/PDRB menunjukkan tingkat perkembangan riil dari agregat pendapatan untuk masing-masing tahun dibandingkan dengan tahun sebelumnya. Satuan data yang digunakan adalah persentase.
- Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (**TPAK**), rasio jumlah angkatan kerja terhadap jumlah penduduk usia kerja. Satuan data yang digunakan adalah persentase.

- Rata – Rata Lama Sekolah (**SKLH**), sebuah angka yang menunjukkan rata-rata lamanya bersekolah seseorang dari masuk sekolah dasar sampai dengan tingkat pendidikan terakhir. Pada prinsipnya angka ini merupakan transformasi dari bentuk kategorik tingkat pendidikan tertinggi (TPT) menjadi bentuk numerik. Lamanya bersekolah merupakan ukuran akumulasi investasi pendidikan individu. Setiap tahun tambahan sekolah diharapkan akan membantu meningkatkan pendapatan individu tersebut. Rata-rata lama bersekolah dapat dijadikan ukuran akumulasi modal manusia suatu daerah. Ukuran ini mengatasi masalah kekurangan estimasi dari TPT yang tidak mengakomodir kelas tertinggi yang pernah dicapai individu. Tetapi, jumlah tahun bersekolah ini tidak mengindahkan kasus-kasus tidak naik kelas, putus sekolah yang kemudian melanjutkan kembali, dan masuk sekolah dasar di usia yang terlalu muda atau sebaliknya. Sehingga nilai dari jumlah tahun bersekolah menjadi terlalu tinggi kelebihan estimasi atau bahkan terlalu rendah (*underestimate*). Satuan data yang digunakan adalah tahun.
- Dana Alokasi Umum (**DAU**), merupakan dana perimbangan yang diperoleh daerah (dalam hal ini kabupaten/kota) baik dari pemerintah pusat maupun pemerintah provinsi (dalam hal ini pemerintah Provinsi Jawa Timur). Analisa akan dilakukan terhadap persentase DAU terhadap total penerimaan.
- Jumlah Industri Besar dan Sedang (**IBS**), Industri besar adalah perusahaan yang mempunyai pekerja 100 orang atau lebih. Industri sedang adalah perusahaan yang mempunyai pekerja 20 – 99 orang.

Berdasarkan literatur ekonomi yang ada, telah dijelaskan bahwa laju pertumbuhan ekonomi suatu wilayah dipengaruhi oleh banyak hal diantaranya modal (diantaranya: kapital, investasi, tabungan), sumberdaya alam (diantaranya: luas wilayah dan kandungan bahan tambang), sumberdaya manusia (diantaranya: pendidikan, jumlah penduduk, pengangguran, dan angkatan kerja), dan teknologi yang dimiliki/dikembangkan (diantaranya: industri pengolahan). Pada penelitian ini variabel prediktor merupakan variabel yang berhubungan positif terhadap laju pertumbuhan ekonomi. Tingkat partisipasi angkatan kerja, merupakan salah satu faktor utama dalam peningkatan produksi. Banyaknya angkatan kerja yang bekerja diharapkan meningkatkan pertumbuhan ekonomi diwilayah tersebut. Demikian juga dengan jumlah industri besar dan sedang, semakin banyak industri besar dan sedang disuatu wilayah akan dapat meningkatkan output wilayah tersebut. Faktor tidak langsung dari pertumbuhan ekonomi diantaranya adalah pendidikan penduduk. Perkembangan teknologi mengisyaratkan kebutuhan tenaga kerja yang professional dan terdidik. Diharapkan dengan pendidikan yang tinggi, penduduk akan lebih mudah menyerap teknologi guna meningkatkan output dari produksi barang dan jasa suatu wilayah. Sedangkan variabel persentase dana alokasi umum juga diharapkan dapat menjadi pendorong pertumbuhan ekonomi wilayah, mengingat sebagaian besar kabupaten/kota masih sangat tergantung dari besarnya dana alokasi umum yang diterimanya untuk memenuhi kebutuhan wilayahnya baik administratif maupun investasi. Hal ini terjadi karena pendapatan asli daerah, sebagian besar kabupaten/kota, masih cukup kecil dibanding dengan nilai dana alokasi umum yang diterima.

3.3. Metode Analisis Data

Permasalahan yang disampaikan dalam **1.2** diselesaikan melalui prosedur yang dijelaskan sebagai berikut:

3.3.1 Metode *Quasi-Maximum Likelihood Estimation* (QMLE)

Langkah-langkah penghitungan statistik uji QMLE sebagai berikut:

1. Mendefinisikan model panel spasial *fixed effects* sebagaimana persamaan **(2.6)** dan **(2.7)** .
   a. Panel *fixed effects* dengan *error* spasial

      $$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it} \text{ dengan } u_{it} = \quad \sum_{j=1}^{N} w_{ij} u_{jt} + \quad {}_{it} \,.$$

   b. Panel *fixed effects* dengan *lag* spasial

      $$y_{it} = \quad \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \quad {}_{i} + \quad {}_{it} \,.$$

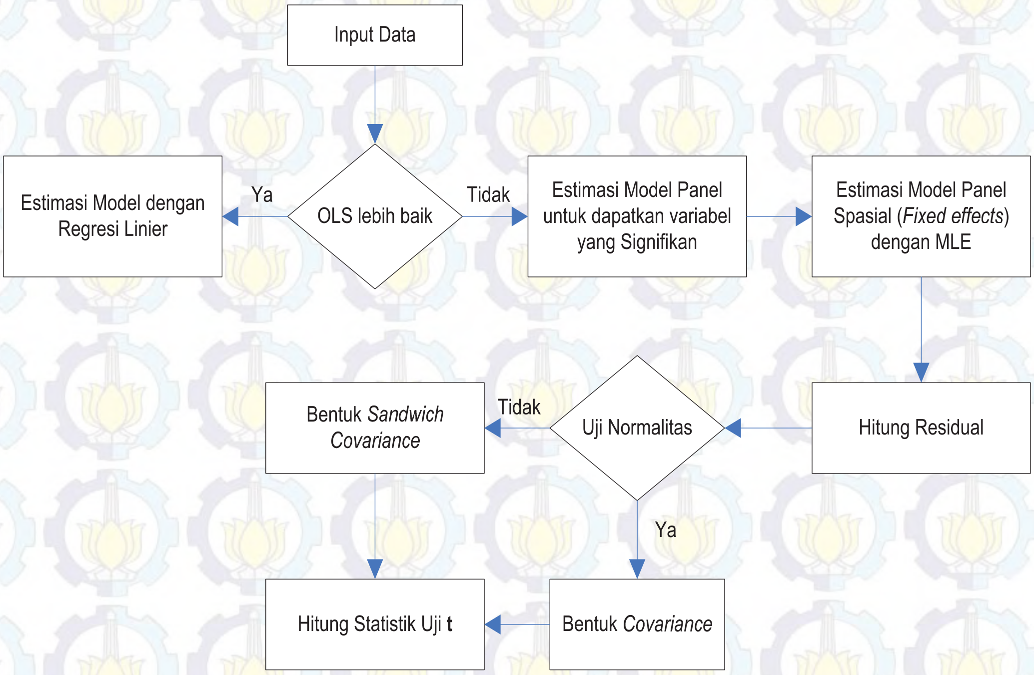
2. Membentuk fungsi likelihood dan log likelihood panel spasial

3. Mencari turunan pertama dari fungsi log *likelihood.* Mencari nilai yang memaksimumkan fungsi log *likelihood* dengan cara menyamakan dengan nol turunan dari fungsi log *likelihood*, $\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \mathbf{0}$.
   a. Panel *fixed effects* dengan *error* spasial
   $$\frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0}, \frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\ } = 0,\ \text{dan}\ \frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\ ^2} = 0.$$
   b. Panel *fixed effects* dengan *lag* spasial
   $$\frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0}, \frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\ } = 0,\ \text{dan}\ \frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\ ^2} = 0\ .$$
4. Penghitungan statistik uji QMLE
   a. Bentuk matriks *sandwich covariance*, **S(θ)**
   $$\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})$$
   dengan
   $$\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta}) = E\left[\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}}\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}'}\right]\ \text{dan}\ \mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}\partial \boldsymbol{\theta}'}\right].$$
   b. Hitung *standard error* estimator
   $$\mathbf{se}_q = \sqrt{diagonal\left[\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta})\right]}.$$
   c. Hitung statistik uji t untuk estimator
   $$\mathbf{t}_q = \frac{\hat{\boldsymbol{\beta}}_k}{\mathbf{se}_q\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_k\right)}.$$

Selanjutnya, dari tahapan diatas akan dibuat suatu algoritma komputasi untuk menjawab permasalah kedua, algoritma ini akan disusun dalam suatu fungsi dengan program R yang diintegrasikan dalam sebuah *Graphical User Interface* atau antar muka grafis (Lampiran 5 dan Lampiran 6) untuk membantu mempermudah proses estimasi regresi panel spasial.

3.3.2 Metode Analisis Data Panel Spasial

Model yang dipergunakan adalah model *fixed effects* dengan *lag* spasial dan *error* spasial. Bobot spasial yang digunakan adalah pendekatan ketersinggungan (*contiguity*), yaitu *Queen contiguity*. Langkah-langkah analisis data panel spasial dijelaskan dalam Gambar 2.



Gambar 3.1. Langkah-langkah penelitian

1. Input data (**y**, **X**, **W**).
2. Lakukan pengujian untuk menentukan apakah penambahan efek panel dalam data diperlukan dibanding dengan regresi linier:
   a. Fitting model regresi linier,
   b. Fitting model panel *fixed effects*,
   c. Uji efek panel dalam data
      H_0: $\mu_i = 0$
      H_1: setidaknya terdapat satu $\mu_i \neq 0$,
   d. Hitung statistik uji F,
   e. Keputusan tolak H_0 jika statistik uji F lebih besar dari F-tabel.

3. Jika efek panel signifikan, estimasi parameter untuk model panel dengan *maximum likelihood* untuk menentukan variabel yang signifikan.
4. Lakukan estimasi parameter untuk model panel spasial dengan variabel yang diperoleh dari langkah (3) dengan *maximum likelihood*.
5. Lakukan pengujian asumsi kenormalan pada residual dari model yang diperoleh pada langkah (4).
6. Jika (5) mengindikasikan bahwa residual berdistribusi normal maka lakukan pengujian dengan *maximum likelihood*. Jika (5) mengindikasikan bahwa residual tidak berdistribusi normal maka lakukan pengujian dengan *quasi-maximum likelihood*.

BAB 4
HASIL DAN PEMBAHASAN

Bagian awal bab ini menyajikan estimasi parameter dengan metode *maximum likelihood*, khususnya metode *maximum likelihood* untuk regresi panel *fixed effects* dengan interaksi spasial. Hasil estimasi *maximum likelihood* akan digunakan pada estimasi matriks *sandwich covariance* pada QMLE. Pada bagian akhir dibahas penerapan QMLE dalam kasus laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur 2007-2009.

4.1. Estimasi *Maximum Likelihood* untuk Panel *Fixed Effects* dengan Interaksi Spasial

Persamaan **(2.6)** dan **(2.7)** merupakan bentuk umum dari model panel *fixed effects* dengan interaksi spasial spasial. Bentuk umum *stack* dari panel *fixed effects* dengan *error* spasial adalah:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \mathbf{u}_t, \text{ dengan } \mathbf{u}_t = \lambda\mathbf{W}\mathbf{u}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \ , \tag{4.1}$$

dengan $\boldsymbol{\mu}$: efek individu (lokasi). Parameter yang diestimasi untuk regresi panel *fixed effects* dengan *error* spasial adalah $\boldsymbol{\beta}$, λ, dan σ^2. Bentuk umum *stack* dari panel *fixed effects* dengan *lag* spasial adalah:

$$\mathbf{y}_t = \rho\mathbf{W}\mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \ . \tag{4.2}$$

Parameter yang diestimasi untuk regresi panel *fixed effects* dengan *lag* spasial adalah $\boldsymbol{\beta}$, ρ, dan σ^2. Dengan $\mathbf{y}_t = (y_{t1},...,y_{tN})'$, $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1,...,\mu_N)'$, $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{t1},...,\varepsilon_{tN})'$. Perbedaan yang terlihat dari persamaan **(4.1)** dan **(4.2)** adalah interaksi spasial. Pada persamaan **(4.1)** interaksi spasial terjadi pada variabel respon sehingga nilai prediksinya juga terpengaruh oleh besarnya nilai respon untuk unit spasial yang berhubungan. Sedangkan pada **(4.2)** interaksi spasial terjadi pada *error* yang dihasilkan oleh model panelnya sehingga nilai prediksi respon hanya dipengaruhi oleh variabel prediktor sedangkan interaksi spasialnya akan berpengaruh terhadap variansi antar wilayah (*spatial heterogeneity*). Estimasi parameter panel spasial dengan metode *maximum likelihood* dapat dilakukan dengan menurunkan fungsi *likelihood* atau *log likelihood* terhadap masing-masing parameter yang diestimasi. Selanjutnya menyamakannya hasil turunan fungsi *likelihood* dengan nol. Fungsi likelihood dari persamaan **(4.1)** dan **(4.2)** secara umum adalah:

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \left(2\pi\sigma^2\right)^{-\frac{NT}{2}} \exp\left[-\tfrac{1}{2\sigma^2}\boldsymbol{\varepsilon}_t{}'\boldsymbol{\varepsilon}_t\right]\mathbf{J},$$

dengan $\mathbf{J} = \left|\dfrac{\partial \boldsymbol{\varepsilon}_t}{\partial \mathbf{y}_t}\right|$ adalah matriks Jacobian. Bentuk penurunan matriks secara lebih lengkap dapat dilihat pada Magnus dan Neudecker (2007). Berikut disampaikan estimasi parameter untuk panel *fixed effects* dengan interaksi spasial.

4.1.1 Estimasi *Maximum Likelihood* untuk Panel *Fixed Effects* dengan *Error* Spasial

Proses estimasi parameter panel *fixed effects* dengan *error* spasial menggunakan metode *maximum likelihood* adalah memaksimumkan nilai fungsi *likelihood* dari *error term* ($\boldsymbol{\varepsilon}_t$). Dari persamaan **(4.1)** diperoleh:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \mathbf{u}_t$$

$$\mathbf{u}_t = \mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}$$

$$\mathbf{u}_t = \lambda\mathbf{W}\mathbf{u}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \left(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}\right)\mathbf{u}_t = \left(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right). \qquad \textbf{(4.3)}$$

Fungsi *likelihood* dan log *likelihood* dari *error* ($\boldsymbol{\varepsilon}_t$) berdasarkan persamaan **(4.3)** sebagai berikut:

$$L\left(\lambda, \boldsymbol{\beta}, \sigma^2\right) = \left(2\pi\sigma^2\right)^{-\frac{NT}{2}} \exp\left[-\tfrac{1}{2\sigma^2}\boldsymbol{\varepsilon}_t{}'\boldsymbol{\varepsilon}_t\right]\left|\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}\right|$$

$$\ln L\left(\lambda, \boldsymbol{\beta}, \sigma^2\right) = -\frac{NT}{2}\ln\left(2\pi\sigma^2\right) + \ln\left|\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}\right| - \tfrac{1}{2\sigma^2}\boldsymbol{\varepsilon}_t{}'\boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$\begin{aligned}\ln L\left(\lambda, \boldsymbol{\beta}, \sigma^2\right) = &-\frac{NT}{2}\ln\left(2\pi\right) - \frac{NT}{2}\ln\left(\sigma^2\right) + \ln\left|\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}\right| \\ &-\tfrac{1}{2\sigma^2}\left[\left(\left(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right)'\left(\left(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right)\right].\end{aligned} \qquad \textbf{(4.4)}$$

Nilai estimator diperoleh dengan melakukan penurunan fungsi log *likelihood* pada persamaan **(4.4)** terhadap tiap parameter yang akan diestimasi.

Turunan pertama fungsi log *likelihood* $\boldsymbol{\theta}$ terhadap $\boldsymbol{\beta}$ untuk memperoleh estimatornya $\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)$, sebagai berikut:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \frac{1}{\sigma^2}\left[\left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t+\boldsymbol{\mu})\right)-\left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})\mathbf{X}_t\right)\boldsymbol{\beta}\right]$$

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = 0$$

$$0 = \frac{1}{\sigma^2}\left[\left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t+\boldsymbol{\mu})\right)-\left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})\mathbf{X}_t\right)\hat{\boldsymbol{\beta}}\right]$$

$$0 = \left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t+\boldsymbol{\mu})\right)-\left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})\mathbf{X}_t\right)\hat{\boldsymbol{\beta}}$$

$$\left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})\mathbf{X}_t\right)\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t+\boldsymbol{\mu})\right)$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left[\left(\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})\mathbf{X}_t\right)\right]^{-1}\left[\mathbf{X}_t'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t+\boldsymbol{\mu})\right]. \qquad \textbf{(4.5)}$$

Untuk memperoleh estimator koefisien *error* spasial, persamaan **(4.4)** terhadap parameter yang akan diestimasi yaitu λ, sebagai berikut:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \lambda} = -\left(tr(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})^{-1}\right)\mathbf{W} + \frac{1}{\sigma^2}(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'\mathbf{W}(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})$$

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \lambda} = 0$$

$$0 = -\left(tr\left(\mathbf{I}-\hat{\lambda}\mathbf{W}\right)^{-1}\right)\mathbf{W} + \frac{1}{\sigma^2}(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})'\left(\mathbf{I}-\hat{\lambda}\mathbf{W}\right)'\mathbf{W}(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})$$

$$\left(tr\left(\mathbf{I}-\hat{\lambda}\mathbf{W}\right)^{-1}\right)\mathbf{W} = \frac{1}{\sigma^2}(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})'\left(\mathbf{I}-\hat{\lambda}\mathbf{W}\right)'\mathbf{W}(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu}). \qquad \textbf{(4.6)}$$

Variansi *error* dapat diestimasi dengan menurunkan fungsi pada persamaan (4.4) terhadap σ^2, sebagai berikut:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} = -\frac{NT}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4}\left[(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})\right]$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} = 0$$

$$0 = -\frac{NT}{2\hat{\sigma}^2} + \frac{1}{2\hat{\sigma}^4}\left[(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})\right]$$

$$\frac{NT}{2\hat{\sigma}^2} = \frac{1}{2\hat{\sigma}^4}\left[(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I}-\lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t-\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu})\right]$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{NT}\left[(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})'(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})'(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})\right]. \quad \textbf{(4.7)}$$

Besaran efek panel dihitung melalui persamaan:

$$\hat{\mu}_i = \tfrac{1}{T}\sum\nolimits_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \mathbf{X}_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right). \quad \textbf{(4.8)}$$

Dari ketiga bentuk turunan pertama persamaan **(4.4)** terhadap masing-masing parameter yang diestimasi menunjukkan bahwa persamaan untuk mendapatkan estimator tidak *close form* (estimator masih tergantung parameter lain yang harus diestimasi) sehingga estimasi dilakukan secara numerik. Penurunan persamaan serupa dapat dilihat pada Elhorst (2010).

4.1.2 Estimasi *Maximum Likelihood* untuk Panel *Fixed Effects* dengan *Lag* Spasial

Proses estimasi *maximum likelihood* parameter panel *fixed effects* dengan *lag* spasial adalah dengan memaksimumkan nilai fungsi *likelihood* dari *error term* ($\boldsymbol{\varepsilon}_t$). Berdasarkan persamaan **(4.2)** diperoleh:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{y}_t - \rho\mathbf{W}\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu} = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu} \;. \quad \textbf{(4.9)}$$

Berdasarkan persamaan **(4.9)** maka fungsi *likelihood* dan log *likelihood* dari *error* ($\boldsymbol{\varepsilon}_t$), sebagai berikut:

$$L(\rho, \boldsymbol{\beta}, \sigma^2) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{-\frac{NT}{2}} |\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| - \frac{1}{2\sigma^2}\exp[\varepsilon_t'\varepsilon_t]$$

$$\ln L(\rho, \boldsymbol{\beta}, \sigma^2) = -\tfrac{NT}{2}\ln(2\pi) - \tfrac{NT}{2}\ln(\sigma^2) + \ln|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| - \frac{1}{2\sigma^2}[\varepsilon_t'\varepsilon_t]$$

$$\begin{aligned}\ln L(\rho, \boldsymbol{\beta}, \sigma^2) = & -\tfrac{NT}{2}\ln(2\pi) - \tfrac{NT}{2}\ln(\sigma^2) + \ln|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| \\ & - \frac{1}{2\sigma^2}\left[((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})'((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})\right].\end{aligned} \quad \textbf{4.10)}$$

Turunan pertama fungsi log *likelihood* pada persamaan **(4.10)** terhadap $\boldsymbol{\beta}$ dilakukan untuk mendapatkan estimatornya, sebagai berikut:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = -\frac{1}{2\sigma^2}(2)(-\mathbf{X}_t')((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \frac{1}{\sigma^2}(\mathbf{X}_t')((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \frac{1}{\sigma^2}\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{X}_t\,'\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\,'\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)$$

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = 0$$

$$0 = \frac{1}{\sigma^2}\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{X}_t\,'\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\,'\mathbf{X}_t\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\mu}\right)$$

$$0 = (\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{X}_t\,'\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\,'\mathbf{X}_t\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\mu}$$

$$\mathbf{X}_t\,'\mathbf{X}_t\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{X}_t\,'\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}_t\,'\mathbf{X}_t\right)^{-1}\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{X}_t\,'\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}\right). \qquad \textbf{(4.11)}$$

Estimator untuk koefisien *lag* spasial dapat diperoleh dari turunan pertama fungsi log *likelihood* persamaan **(4.10)** terhadap ρ, sebagai berikut:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \rho} = \left(tr(\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})^{-1}\right)(-\mathbf{W}) - \frac{1}{2\sigma^2}(2)\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'(-\mathbf{W}\mathbf{y}_t)$$

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \rho} = -\left(tr(\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})^{-1}\right)\mathbf{W} + \frac{1}{\sigma^2}\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'(\mathbf{W}\mathbf{y}_t)$$

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \rho} = 0$$

$$0 = -\left(tr(\mathbf{I}-\hat{\rho}\mathbf{W})^{-1}\right)\mathbf{W} + \frac{1}{\sigma^2}\left((\mathbf{I}-\hat{\rho}\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'(\mathbf{W}\mathbf{y}_t)$$

$$\left(tr(\mathbf{I}-\hat{\rho}\mathbf{W})^{-1}\right)\mathbf{W} = \frac{1}{\sigma^2}\left((\mathbf{I}-\hat{\rho}\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'(\mathbf{W}\mathbf{y}_t). \qquad \textbf{(4.12)}$$

Estimasi variansi *error term* diperoleh dengan menurunkan fungsi log *likelihood* persamaan **(4.10)** terhadap σ^2, sebagai berikut:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \sigma^2} = -\frac{NT}{2\sigma^2} - \frac{1}{2\sigma^2}\left[\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right]\left(-\frac{1}{\sigma^2}\right)$$

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \sigma^2} = -\frac{NT}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4}\left[\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \sigma^2} = 0$$

$$0 = -\frac{NT}{2\hat{\sigma}^2} + \frac{1}{2\hat{\sigma}^4}\left[\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

$$\frac{NT}{2\hat{\sigma}^2} = \frac{1}{2\hat{\sigma}^4}\left[\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu}\right)'\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{NT}\left[\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu}\right)'\left((\mathbf{I}-\rho\mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\mu}\right)\right]. \quad \mathbf{(4.13)}$$

Efek panel dihitung melalui persamaan berikut:

$$\hat{\mu}_i = \tfrac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \hat{\rho}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt} - \mathbf{X}_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right). \quad \mathbf{(4.14)}$$

Penurunan rumus serupa dapat dijumpai pada Elhorst (2010). Persamaan **(4.11)**, **(4.12)**, **(4.13)** dan **(4.14)** menunjukkan bahwa persamaan untuk mendapatkan estimator merupakan persamaan yang tidak *close form* (suatu estimator masih tergantung nilai parameter lain yang harus diestimasi) maka estimasi dilakukan secara numerik.

4.2 Penghitungan Statistik Uji QMLE

Maximum likelihood didasarkan pada suatu kelompok/himpunan variabel ekplanatori (*explanatory variables*) yang ditentukan bahwa variabel explanatori mengikuti suatu distribusi tertentu dan benar (*correctly specified*). Dalam beberapa kasus, memaksimalkan fungsi log *likelihood* yang kurang tepat mengikuti distribusi tertentu masih dapat digunakan untuk memperoleh estimasi parameter, misal: untuk mengestimasi rata-rata bersyarat dan variansi bersyarat. QMLE didasari oleh kondisi bahwa distribusi dari variabel random tidak sesuai dengan yang ditetapkan (*misspecified*). Hal yang menarik dari kejadian itu adalah jika benar bahwa model yang dibentuk tidak mengikuti distribusi yang ditetapkan maka bagaimana interpretasi dari estimator yang dibentuk oleh *masximum likelihood* dan bagaimana inferensi untuk estimator tersebut.

Kondisi tersebut diatasi dengan membentuk matriks variansi-kovariansi baru yang lebih *robust* terhadap kesalahan spesifikasi distribusi, dikenal dengan *sandwich covariance*. Matriks *sandwich covariance* akan digunakan untuk menentukan inferensi dari estimasi parameter. Sebagaimana matrik variansi-kovariansi dari *maximum likelihood*, statistik t diperoleh dengan membagi nilai estimasi dengan *standard error*-nya. Dalam kondisi terjadi kesalahan spesifikasi distribusi (mispesifikasi), nilai statistik t diperoleh dengan cara yang sama.

Namun *standard error* yang digunakan adalah akar kuadrat dari diagonal matriks *sandwich covariance* (bersesuaian dengan estimator yang akan diuji). Sebagaimana dijelaskan persamaan **(2.17)**,

$$Sandwich = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{S}(\boldsymbol{\theta}),$$

dengan $\mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})$ disebut matriks *bread*, $\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})$ disebut matriks *meat*, dan $\boldsymbol{\theta}$ adalah vektor parameter yang diestimasi. *Sandwich covariance* adalah perkalian matriks *bread* dan matriks *meat*.

Maximum likelihood secara umum menggunakan matriks informasi Fisher sebagai matriks variansi-kovariansi estimator. Bila kondisi asumsi normal terpenuhi (tidak terjadi mispesifikasi model) maka secara asimptotik nilai $\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})$ sehingga matriks variansi-kovariansi *quasi-maximum likelihood* akan sama dengan matriks varaiansi-kovariansi *maximum likelihood*.

Zeileis (2006) memberikan gambaran estimasi matriks *sandwich covariance* melalui prosedur pemrograman berorientasi objek. Fungsi estimasi $\psi(.)$ merupakan fungsi objektif yang merepresentasikan variabel respon ($\mathbf{y}$), variabel prediktor ($\mathbf{X}$) dan parameter ($\boldsymbol{\theta}$) yang diestmasi, yaitu: $E[\psi(\mathbf{y},\mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})] = 0$. Fungsi objektif yang dimaksud adalah fungsi log *likelihood* pada persamaan **(4.4)** dan **(4.10)**. Secara sederhana diperoleh estimator $\boldsymbol{\theta}$ yang didefinisikan dengan:

$$\psi(\mathbf{y},\mathbf{X},\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial\Psi(\mathbf{y},\mathbf{X},\boldsymbol{\theta})}{\partial\boldsymbol{\theta}} \; . \qquad \textbf{(4.14)}$$

Nilai $\psi(\mathbf{y},\mathbf{X},\boldsymbol{\theta})$ merupakan turunan fungsi estimasi terhadap parameter yang diestimasi. Turunan kedua dari fungsi estimasi $\psi'(\mathbf{y},\mathbf{X},\boldsymbol{\theta})$ adalah matriks Hessian dari estimator. Estimasi matriks *bread* biasanya dilakukan menggunakan matriks Hessian.

$$\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = \left(E\left[-\psi'(\mathbf{y},\mathbf{X},\boldsymbol{\theta})\right]\right) . \qquad \textbf{(4.15)}$$

Estimator untuk matriks *bread* adalah:

$$\hat{\mathbf{B}} = \left(\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} -\psi'(y_{it}, X_{it}, \boldsymbol{\theta})\right)^{-1} . \qquad \textbf{(4.16)}$$

Untuk estimasi matriks *meat* dilakukan melalui nilai empiris fungsi estimasi. Dengan melakukan ekstraksi fungsi estimasi empiris yang dihasilkan dari *fitting model*. Matriks fungsi estimasi empiris berukuran sesuai dengan panjang data (NT) dan jumlah parameter yang diestimasi (k+1)

$$\begin{pmatrix} \psi\left(y_{11}, \mathbf{X}_{k11}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \\ \psi\left(y_{12}, \mathbf{X}_{k12}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \\ \vdots \\ \psi\left(y_{NT}, \mathbf{X}_{kNT}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \end{pmatrix}. \quad \textbf{(4.17)}$$

Estimasi matriks *meat* adalah $M(\boldsymbol{\theta}) = VAR\left[\psi(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})\right]$ yang diestimasi dengan melakukan perkalian matriks estimasi fungsi:

$$\hat{\mathbf{M}} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(\psi\left(y_{it}, X_{kit}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right)\right)\left(\psi\left(y_{it}, X_{kit}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right)\right)^{\mathrm{T}} . \quad \textbf{(4.18)}$$

Berdasarkan penjelasan diatas dapat disusun prosedur penghitungan statistik uji dengan QMLE untuk regresi panel spasial sebagai berikut:

1. Menentukan bentuk umum model panel spasial sebagaimana persamaan **(4.1)** dan **(4.2).**
   - Regresi panel *fixed effects* dengan *error* spasial

     $\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \mathbf{u}_t$, dengan $\mathbf{u}_t = \lambda\mathbf{W}\mathbf{u}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$.
   - Regresi panel *fixed effects* dengan *lag* spasial

     $\mathbf{y}_t = \rho\mathbf{W}\mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$.
2. Lakukan estimasi parameter dengan metode *maximum likelihood* sebagaimana dijelaskan pada **4.1.1** dan **4.1.2**.
3. Susun matriks fungsi estimasi

$$\begin{pmatrix} \psi\left(y_{11}, \mathbf{X}_{k11}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \\ \psi\left(y_{12}, \mathbf{X}_{k12}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \\ \vdots \\ \psi\left(y_{NT}, \mathbf{X}_{kNT}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \end{pmatrix}.$$

4. Estimasi mastriks *meat*

$$\hat{\mathbf{M}} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(\psi\left(y_{it}, X_{kit}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right)\right)\left(\psi\left(y_{it}, X_{kit}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right)\right)^{\mathrm{T}}.$$

5. Estimasi matriks *bread*

$$\hat{\mathbf{B}} = \left(\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} -\psi'\left(y_{it}, X_{it}, \boldsymbol{\theta}\right)\right)^{-1}.$$

6. Estimasi matriks *sandwich covariance*

$$\widehat{\mathbf{sandwich}} = \begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} & \cdots & S_{0k} \\ S_{10} & S_{11} & \cdots & S_{1k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{k0} & S_{k1} & \cdots & S_{kk} \end{bmatrix}.$$

S_{00} adalah variansi *quasi* untuk koefisien spasial, sedangkan S_{pp} adalah variansi *quasi* untuk koefisien regresi dengan $p = 1, 2, \ldots, k$.

7. Hitung *standard error* estimator parameter

Diagonal matriks *sandwich* adalah variansi estimator parameter. Akar dari diagonal matriks *sandwich* adalah *standard error* estimator ($\mathbf{se}_q$).

$$\mathbf{se}_q = \sqrt{diagonal\left[\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta})\right]}$$

8. Hitung statistik uji $\mathbf{t}_q$

$$\mathbf{t}_q = \frac{\text{estimator parameter}}{\text{standard error } (\mathbf{se}_q)}$$

9. Hitung *p-value* tiap uji statistik

$$p\_value = 2*\left(1 - prob\left(x \geq \left|\mathbf{t}_q\right|\right)\right)$$

4.3. Analisis Panel Spasial Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur Tahun 2007 - 2009

4.3.1 Deskripsi Variabel Penelitian

Tingkat partisipasi angkatan kerja (TPAK) kabupaten/kota Provinsi Jawa Timur sebesar 68.85% (2007), 69.10% (2008), dan 69.47% (2009). Sebagian besar kota (Kota Madiun, Kota Malang, Kota Pasuruan, Kota Surabaya, Kota Probolinggo, dan Kota Blitar) memiliki TPAK rendah selama tiga tahun bersama

Kabupaten Lumajang. TPAK terendah terjadi di Kota Madiun, tiga tahun berturut-turut dengan rata-rata TPAK 58.47%.

Wilayah yang cenderung memiliki TPAK tinggi adalah Kabupaten Kabupaten Pacitan, Kabupaten Trenggalek, Kabupaten Tulungagung, Kabupaten Magetan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Sumenep, dan Kabupaten Pamekasan. TPAK tertinggi selama tiga tahun terjadi di Kabupaten Pacitan dengan rata-rata TPAK 83.46%.

Hampir semua wilayah timur Provinsi Jawa Timur dan Pulau Madura memiliki rata-rata lama sekolah penduduk yang cukup rendah. Empat kabupaten di Pulau Madura, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Lumajang dan Kabupaten Tuban masuk kelompok rendah. Kabupaten Sampang adalah terendah selama tiga tahun dengan rata-rata lama sekolah hanya 3.77 tahun. Artinya, cukup banyak penduduk yang tidak lulus sekolah dasar (dan yang sederajat). Wilayah kota dan Kabupaten Sidoarjo adalah wilayah dengan rata-rata lama sekolah diatas 8 tahun. Kota Surabaya, Kota Malang dan Kota Madiun adalah tertinggi selama tiga tahun dengan rata-rata lama sekolah diatas 9.8 tahun. Artinya, sebagian besar penduduknya sudah tamat pendidikan menengah.

Kondisi ini juga menggambarkan bahwa fasilitas pendidikan diwilayah kota lebih memadai. Baik dari sisi jumlah maupun kualitas. Hal ini juga mendorong terjadinya migrasi penduduk yang berusia sekolah untuk tinggal diwilayah perkotaan. Perkembangan perekonomian yang relatif tidak merata antara wilayah perkotaan dan pedesaan juga mendorong pencari kerja menuju wilayah kota. Pendidikan sebagai salah satu prasyarat pengajuan kerja ikut mendorong tingginya tingkat pendidikan yang ditamatkan diwilayah perkotaan.

Jumlah industri besar dan sedang kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur sangat terlihat mengelompok. Kota Surabaya, Kabupaten Sidoarjo, dan Kabupaten Pasuruan merupakan wilayah yang perkembangan industrinya cukup baik. Adanya SIER (Surabaya Industrial Estate Rungkut) yang juga merupakan pengelola Sidoarjo Industrial Estate Berbek dan Pasuruan Industrial Estate Rembang, memegang peran besar dalam industri besar dan sedang di Jawa Timur. Ketiga wilayah itu memiliki industri besar dan sedang lebih dari 600. Wilayah sekitarnya yang memiliki jumlah industri besar dan sedang tinggi adalah Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Gresik, Kabupaten Malang dan Kota Malang. Kabupaten Banyuwangi dan Kabupaten Tulungagung merupakan dua wilayah lain yang juga memiliki jumlah industri besar dan sedang tinggi, lebih dari 200. Wilayah yang memiliki jumlah industri besar dan sedang sangat sedikit adalah Kabupaten Sampang, Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Madiun, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Magetan, Kota Batu dan Kota Blitar, kurang dari 35.

Dana alokasi umum adalah sejumlah dana yang dialokasikan kepada setiap daerah otonom (provinsi/kabupaten/kota) di Indonesia setiap tahunnya sebagai dana pembangunan. Dana alokasi umum merupakan salah satu komponen belanja pada APBN (Anggaran Pendapatan dan Belanja Negara), dan menjadi salah satu komponen pendapatan pada APBD (Anggaran Pendapatan dan Belanja Daerah). Tujuan diberikannya dana alokasi umum adalah sebagai pemerataan kemampuan keuangan antar daerah untuk mendanai kebutuhan daerah otonom dalam rangka pelaksanaan desentralisasi. Oleh karenanya, berbagai prinsip dasar alokasi dana alokasi umum diberlakukan, diantaranya adalah kecukupan, akuntabilitas, dan keadilan. Implikasinya adalah persentase dana alokasi umum terhadap total penerimaan akan mengecil seiring dengan kemampuan daerah membiayai keperluan pembangunannya. Wilayah dengan persentase dana alokasi umum kecil adalah Kota Surabaya, Kabupaten Sidoarjo, Kabupaten Gresik, dan Kota Probolinggo, rata-rata pertahun kurang dari 60%. Kabupaten Kediri dan Kabupaten Ngawi adalah wilayah yang selama tiga tahun memiliki persentase cukup besar, diatas 75% tahun 2007-2008 dan hampir 70% tahun 2009).

Pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur selama tiga tahun rata-rata adalah 5.58% pertahun. Kabupaten Gresik, Kabupaten Tuban dan Kabupaten Bojonegoro adalah wilayah dengan laju pertumbuhan ekonomi tinggi. Tertinggi adalah Kabupaten Bojonegoro yang selalu diatas 10%. Kabupaten Sampang, Kabupaten Sumenep, Kabupaten Kediri dan Kota Kediri, selama tiga tahun selalu menempati kelompok bawah laju pertumbuhan ekonomi di Provinsi Jawa Timur, kurang dari 5% per tahun. Kota-kota lain di Provinsi Jawa Timur juga merupakan wilayah dengan pertumbuhan cukup tinggi selama tiga tahun, lebih dari 5% (selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 4).

Dilihat dari nilai rata-rata per tahun per kabupaten/kota, teridentifikasi hal yang menarik, yaitu: wilayah dengan rata-rata laju pertumbuhan ekonomi tinggi memiliki ciri tingkat partisipasi angkatan kerja dan persentase dana alokasi umum yang rendah tetapi memiliki rata-rata lama sekolah dan jumlah industri besar dan sedang yang tinggi. Wilayah tersebut adalah Kota Surabaya, Kota Malang, Kota Batu dan Kabupaten Gresik. Sebaliknya terjadi untuk wilayah dengan rata-rata laju pertumbuhan ekonomi rendah memiliki ciri tingkat partisipasi angkatan kerja dan persentase dana alokasi umum yang tinggi dengan rata-rata lama sekolah dan jumlah industri besar dan sedang yang kecil. Wilayah tersebut adalah Kabupaten Sampang dan Kabupaten Pamekasan. Anomali terlihat pada Kabupaten Sidoarjo dan Kabupaten Bojonegoro yang keduanya kerkebalikan. Kabupaten Bojonegoro memiliki laju pertumbuhan ekonomi tertinggi di Provinsi Jawa Timur namun memiliki struktur yang relatif rendah. Kabupaten Sidoarjo memiliki struktur yang tinggi namun laju pertumbuhan ekonomi yang cukup rendah.

4.3.2 Identifikasi Model

Perbedaan regresi linier dibanding regresi panel adalah terdapatnya efek (individu, waktu, atau keduanya) dalam data yang perlu ditambahkan dalam persamaan atau model. Identifikasi adanya efek panel dalam data dilakukan melalui uji F. Hasil identifikasi signifikansi efek panel dibandingkan regresi linier untuk empat variabel prediktor sebagai berikut:

H_0 : $\mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_{N-1} = 0$

H_1 : *terdapat sedikitnya satu dari* $\mu_i \neq 0$

Statistik uji F = 15.18575,

p-Value = < 2.2 x 10^{-16}.

Nilai F-tabel diperoleh 1.7189, lebih kecil dari nilai statistik uji maka disimpulkan bahwa terdapat efek panel dalam data. Hal ini ditunjukkan pula oleh nilai p-value (< 2.2 x 10^{-16}) yang lebih kecil dari nilai signifikansi uji sebesar 5%. Sehingga penggunaan regresi panel *fixed effects* lebih baik dibandingkan dengan penggunaan regresi linier pada data dengan empat variabel prediktor.

Hasil estimasi parameter dengan *maximum likelihood* untuk model panel *fixed effects* terdiri atas empat variabel prediktor tersaji dalam tabel 4.1.

Table 4.1. Nilai estimasi parameter regresi panel dengan empat variabel prediktor

Model	**Nilai**	**TPAK**	**SKLH**	**DAU**	**IBS**
Fixed individual effects	Koefisien	0.0088	0.4379	0.1040	0.0042
	Stat. Uji (t)	0.2008	2.0087	6.7902	0.6081
	p-value	0.8415	0.0483*	$2.69 \times 10^{-9*}$	0.5450
Fixed time effects	Koefisien	-0.0454	-0.0211	-0.0241	-0.0004
	Stat. Uji (t)	-1.5287	-0.2086	-1.0911	-0.4816
	p-value	0.1293	0.8352	0.2777	0.6311
Fixed individual and time effects	Koefisien	0.0414	0.3824	-0.0120	0.0034
	Stat. Uji (t)	1.0389	1.9552	-0.4109	0.5522
	p-value	0.3024	0.0546	0.6824	0.5826

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Berdasarkan Tabel 4.1, disusun model panel *fixed effects* terdiri atas empat variabel prediktor adalah:

1. Panel *fixed individual effects*

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.0088TPAK_{it} + 0.4379SKLH_{it} + 0.1040DAU_{it} + 0.0042IBS_{it} + Efek_i\,.$$

2. Panel *fixed time effects*

$$\widehat{LPE}_{it} = -0.0454TPAK_{it} - 0.0211SKLH_{it} - 0.0241DAU_{it} - 0.0004IBS_{it} + Efek_t\,.$$

3. Panel *fixed individual and time effects*

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.0414TPAK_{it} + 0.3824SKLH_{it} - 0.0120DAU_{it} + 0.0034IBS_{it} + Efek_i\,.$$

Pengujian terhadap estimator koefisien regresi panel dilakukan untuk mengetahui signifikansinya pada model. Berikut adalah tahapan pengujian yang dilakukan:

H_0 : $\beta_l = 0$ (estimator koefisien regresi ke-l tidak signifikan)

H_1 : $\beta_l \neq 0$ (estimator koefisien regresi ke-l signifikan)

Nilai t-tabel = 1.981765,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Statistik uji yang digunakan adalah **t**. Keputusan tolak H_0 bila absolut nilai statitik uji lebih besar dari nilai t-tabel (dan p-value lebih kecil dari taraf signifikansi uji). Tabel 4.1 menunjukkan bahwa koefisien regresi panel yang signifikan hanya variabel SKLH dan DAU untuk model panel *fixed individual effects* karena absolut nilai statistik ujinya lebih besar dari nilai t-tabel sebesar 1.981765 (dan p-value lebih kecih dari taraf signifikansi uji sebesar 5%). Pengujian diatas mengasumsikan residual berdistribusi Normal. Bila asumsi normal tidak terpenuhi maka inferensi dapat dilakukan dengan metode QMLE. Pengujian kenormalan residual dilakukan sebagai berikut:

H_0 : $\hat{F}(x) = F_0(x)$

H_1 : $\hat{F}(x) \neq F_0(x)$

Nilai tabel Kolmogorv-Smirnov = 0.142361,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Melalui pengujian asumsi normalitas menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov, sebagaimana ditunjukkan dalam Tabel 4.2, menunjukkan bahwa model panel *fixed time effects* memiliki residual yang tidak mengikuti distribusi normal karena nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov = 0.2202, lebih besar dari nilai tabel Kolmogorov-Smirnov. Nilai statistik uji untuk *fixed individual effects* = 0.0337 dan *fixed individual and time effects* = 0.0822, lebih kecil dari nilai tabel Kolmogorov-Smirnov, sehingga disimpulkan bahwa residual kedua model, *fixed individual effects* dan *fixed time and individual effects*, mengikuti distribusi normal.

Tabel 4.2. Nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov dan p-value dari residual panel *fixed effects*

Model	Statistik Uji	p-Value
Fixed individual effects	0.0337	0.9995
Fixed time effects	0.2202	3.15×10^{-5}
Fixed individual and time effects	0.0822	0.4242

Pengujian estimator koefisien regresi model *fixed time effects* bisa dilakukan menggunakan QMLE karena residual tidak mengikuti distribusi normal. Nilai statistik uji dan p-value disajikan pada Tabel 4.3. Hasil pengujian terhadap signifikansi estimator menunjukkan bahwa variabel yang signifikan adalah TPAK dan DAU. Nilai statistik uji masing-masing adalah -3.4 dan -56.8 (nilai absolute keduanya masih lebih besar dari t-tabel, 1.981765).

Tabel 4.3. Nilai statituk uji dan p-value QMLE panel *fixed time effects* dengan empat variabel prediktor

Variabel	Estimator	Statistik uji	p-Value
TPAK	-0.0454	-3.4003	0.0009*
SKLH	-0.0211	-0.4893	0.6256
DAU	-0.0241	-56.7674	0.0000*
IBS	-0.0004	-0.0353	0.9719

* *: variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Identifikasi model panel menunjukkan dua model yang memiliki setidaknya satu variabel signifikan didalamnya. Pertama, regresi panel *fixed individual effects* dengan variabel prediktor SKLH dan DAU. Kedua, regresi panel *fixed time effects* dengan variabel prediktor TPAK dan DAU.

4.3.3 Pembentukan Model Panel *Fixed Individual Effects* dengan Interaksi Spasial

Fitting model panel *fixed individual effects* terdiri atas variabel SKLH dan DAU ditunjukkan dalam Tabel 4.4.

Tabel 4.4. Nilai estimasi panel *fixed individual effects* dengan variabel prediktor SKLH dan DAU

Variabel	Estimator	Statistik uji	p-Value
SKLH	0.4391	2.0394	0.0450*
DAU	0.1036	6.9095	$1.45 \times 10^{-9*}$

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Pengujian estimator koefisien regresi panel dilakukan berdasarkan nilai statistik uji dan p-value dalam Tabel 4.4. Nilai statistik uji pada Tabel 4 (SKLH = 2.0394 dan DAU = 6.9095) menunjukkan bahwa kedua variabel prediktor merupakan variabel yang signifikan terhadap model karena nilai statistik uji tersebut masih lebih besar dari nilai t-tabel. Pengujian signifikansi estimator dilakuka sebagai berikut:

H_0 : $\beta_l = 0$ *(estimator koefisien regresi ke-l tidak signifikan)*

H_1 : $\beta_l \neq 0$ *(estimator koefisien regresi ke-l signifikan)*

Nilai t-tabel = 1.981372,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Hasil pengujian terhadap residual model menghasilkan nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov = 0.0534 (dengan p-value = 0.9013). Hal ini menunjukkan bahwa residual model mengikuti distribusi normal. Pengujian kenormalan residual dilakukan sebagai berikut:

H_0 : $\hat{F}(x) = F_0(x)$

H_1 : $\hat{F}(x) \neq F_0(x)$

Nilai tabel Kolmogorv-Smirnov = 0.142361,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Berdasarkan Tabel 4.4 dapat disusun model panel *fixed individual effects* sebagai berikut:

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.4391 SKLH_{it} + 0.1036 DAU_{it} + Efek_i \, .$$

Memperhatikan hasil identifikasi diatas, disusun model panel *fixed individual effects* dengan interaksi spasial yaitu *lag* spasial dan *error* spasial. Tabel 4.5 menyajikan nilai estimasi parameter dari panel fixed individual effects dengan interaksi spasial.

Tabel 4.5. Nilai estimasi parameter panel *fixed individual effects* dengan interaksi spasial

Model	**Nilai**	**Spasial**	**SKLH**	**DAU**
	Koefisien	0.2198	0.4160	0.0779
Lag Spasial	Stat. Uji (t)	2.3118	2.4592	5.4840
	p-value	2.26×10^{-2}*	1.54×10^{-2}*	2.57×10^{-7}*
	Koefisien	-0.1058	0.4585	0.1096
Error Spasial	Stat. Uji (t)	-0.9190	2.6569	9.8748
	p-value	0.3601	0.0090*	0.0000*

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Berdasarkan Tabel 4.5 disusun model panel fixed *fixed individual effects* dengan interaksi spasial (*lag* spasial dan *error* spasial) sebagai berikut:

1. *Fixed individual effects* dengan *lag* spasial

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.2198 \sum_{j=1}^{38} w_{ij} LPE_{jt} + 0.4160 SKLH_{it} + 0.0779 DAU_{it} + Efek_i \, .$$

2. *Fixed individual effects* dengan *error* spasial

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.4585 SKLH_{it} + 0.1096 DAU_{it} + Efek_i - 0.1058 \sum_{j=1}^{38} w_{ij} u_{it} \, .$$

Pengujian estimator koefisien model panel *fixed individual effects* dengan interaksi spasial dilakukan sebagai berikut:

H_0 : $\beta_l = 0$ (estimator koefisien regresi ke-l tidak signifikan)

H_1 : $\beta_l \neq 0$ (estimator koefisien regresi ke-l signifikan)

Nilai t-tabel = 1.981567,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Pengujian terhadap koefisien regresi panel spasial menunjukkan bahwa kedua variabel prediktor (SKLH dan DAU) signifikan terhadap model panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial. Signifikansi estimator ditunjukkan oleh nilai statistik uji estimator model panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial (Spasial = 2.3118, SKLH = 2.4592, dan DAU = 5.4840) lebih besar dari nilai t-tabel (1.981567). Model panel *fixed individual effects* dengan *error* spasial, nilai statistik uji koefisien *error* spasial = -0.9190 nilai absolutnya kurang dari t-tabel maka koefisien *error* spasial tidak signifikan terhadap model. Meskipun nilai statistik uji koefisien regresi kedua variabel (SKLH = 2.6569, dan DAU = 9.8748) lebih besar dari nilai t-tabel yang artinya kedua variabel signifikan dalam model.

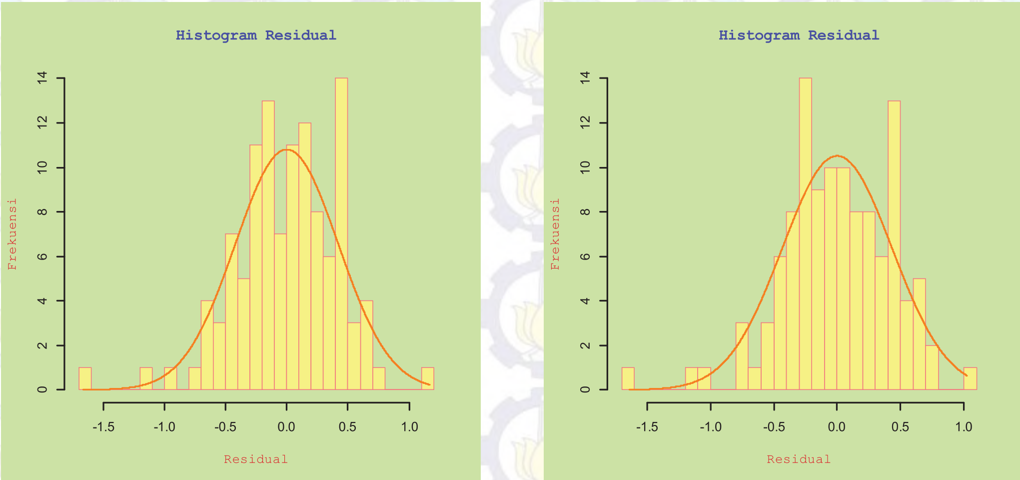
Pengujian residual model hasilnya tersaji dalam Tabel 4.6 menunjukkan asumsi normal terpenuhi. Nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial sebesar 0.0524 dan *error* spasial sebesar 0.0488, lebih kecil dari nilai tabel Kolmogorov-Smirnov sebesar 0.142361. Secara visual dapat dilihat melalui histogram residual model pada Gambar 4.1. Untuk melakukan pengujian residual model dilakukan sebagai berikut:

H_0 : $\hat{F}(x) = F_0(x)$

H_1 : $\hat{F}(x) \neq F_0(x)$

Nilai tabel Kolmogorv-Smirnov = 0.142361,

Taraf signifikansi uji = 5%.



(a) (b)

Gambar 4.1. (a) Histogram residual *fixed individual effects* dengan *lag* spasial dan (b) Histogram residual *fixed individual effects* dengan *error* spasial

Tabel 4.6. Nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov dan p-value dari residual panel *fixed individual effects* dengan interaksi spasial

Model	Statistik Uji	p-Value
Lag Spasial	0.0524	0.9125
Error Spasial	0.0488	0.9488

4.3.4 Pembentukan Model Panel *Fixed Time Effects* dengan Interaksi Spasial

Model panel *fixed time effects* dilakukan dengan melibatkan dua variabel prediktor, yaitu: TPAK dan DAU. Nilai estimasi parameter statistik ujinya tersaji dalam Tabel 4.7.

Tabel 4.7. Nilai estimasi panel *fixed time effects* dengan dua variabel prediktor (TPAK dan DAU)

Variabel	Estimator	Statistik uji	p-Value
TPAK	-0.0443	-1.6919	0.0935
DAU	-0.0161	-1.0220	0.3090

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Pengujian signifikansi estimator koefisien regresi panel menunjukkan bahwa TPAK dan DAU tidak signifikan terhadap model, ditunjukkan oleh absolut nilai statistik uji TPAK = 1.6919 dan DAU = 1.0220 lebih kecil dari nilai t-tabel. Prosedur pengujian signifikansi estimator dilakukan sebagai berikut:

H_0 : $\beta_l = 0$ (estimator koefisien regresi ke-l tidak signifikan)

H_1 : $\beta_l \neq 0$ (estimator koefisien regresi ke-l signifikan)

Nilai t-tabel = 1.981372,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Uji normalitas terhadap residual model menunjukkan bahwa residual model tidak mengikuti distribusi Normal. Dengan nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov = 0.2231 (dengan p-value = 2.36 x 10^{-5}) lebih besar dari nilai tabelnya. Pengujian residual dilakukan sebagai berikut:

H_0 : $\hat{F}(x) = F_0(x)$

H_1 : $\hat{F}(x) \neq F_0(x)$

Nilai tabel Kolmogorv-Smirnov = 0.142361,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Bila keputusan ditetapkan tidak ada variabel prediktor yang signifikan pada model panel *fixed time effects* maka terjadi mispesifikasi model karena adanya mispesifikasi pada distribusi residual yang tidak dapat memenuhi asumsi normal. Maka pengujian dilanjutkan dengan metode QMLE. Nilai statistik uji dengan QMLE seperti dalam Tabel 4.8.

Tabel 4.8. Nilai estimasi QMLE panel *fixed time effects* dengan dua variabel prediktor (TPAK dan DAU)

Variabel	**Estimator**	**Statistik uji**	**p-Value**
TPAK	-0.0443	-18.6056	0.0000*
DAU	-0.0161	-49.2905	0.0000*

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Tabel 4.8 menunjukkan bahwa variabel TPAK dan DAU, keduanya signifikan terhadap model panel *fixed time effects*. Model panel *fixed time effects* sebagai berikut:

$$\widehat{LPE}_{it} = -0.0443TPAK_{it} - 0.0161DAU_{it} + Efek_t \,.$$

Memanfaatkan informasi yang diperoleh dari identifikasi model panel *fixed time effects*, dilakukan *fitting model* panel *fixed time effects* dengan interaksi spasial (*lag* spasial dan *error* spasial). *Fitting model* dilakukan dengan metode *maximum likelihood*. Tabel 4.9 menunjukkan nilai estimasi parameter dan statistik uji panel *fixed time effects* dengan interaksi spasial (*lag* dan *error*).

Table 4.9. Hasil estimasi parameter regresi panel *fixed time effects* dengan interaksi spasial

Model	**Nilai**	**Spasial**	**TPAK**	**DAU**
Lag Spasial	Koefisien	-0.1970	-0.0470	-0.0167
	Stat. Uji (t)	-1.7544	-1.8664	-1.1052
	p-value	0.0821	0.0646	0.2714
Error Spasial	Koefisien	-0.2187	-0.0399	-0.0215
	Stat. Uji (t)	-1.9053	-1.6997	-1.4495
	p-value	0.0593	0.0919	0.1500

Berdasarkan Tabel 4.9 disusun model panel *fixed time effects* dengan interaksi spasial (*lag* spasial dan *error* spasial) sebagai berikut:

1. *Fixed time effects* dengan *lag* spasial

$$\widehat{LPE}_{it} = -0.1970\sum_{j=1}^{38} w_{ij} LPE_{jt} - 0.0470 TPAK_{it} - 0.0167 DAU_{it} + Efek_t \,.$$

2. *Fixed time effects* dengan *error* spasial

$$\widehat{LPE}_{it} = -0.0399 TPAK_{it} - 0.0215 DAU_{it} - 0.2187\sum_{j=1}^{38} w_{ij} u_{jt} + Efek_t \,.$$

Melalui pengujian signifikansi estimator koefisien regresi model panel *fixed time effects* dengan interaksi spasial menyimpulkan tidak ada variabel prediktor yang signifikan terhadap kedua model. Hal ini ditunjukkan oleh absolut nilai statistik uji seluruh estimator pada Tabel 4.9 kurang dari nilai t-tabel. Uji signifikansi estimator dilakukan sebagai berikut:

H_0 : $\beta_l = 0$ (estimator koefisien regresi ke-l tidak signifikan)

H_1 : $\beta_l \neq 0$ (estimator koefisien regresi ke-l signifikan)

Nilai t-tabel = 1.981567,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Pengujian residual kedua model menunjukkan residual model panel *fixed time effects* dengan *lag* spasial tidak mengikuti distribusi Normal. Demikian pula dengan model panel *fixed time effects* dengan *error* spasial, karena nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov lebih besar dari nilai tabelnya sebagaimana Tabel 4.10. Gambar 4.2 menunjukkan secara visual histogram dari residual kedua model. Proses pengujian residual sebagai berikut:

H_0 : $\hat{F}(x) = F_0(x)$

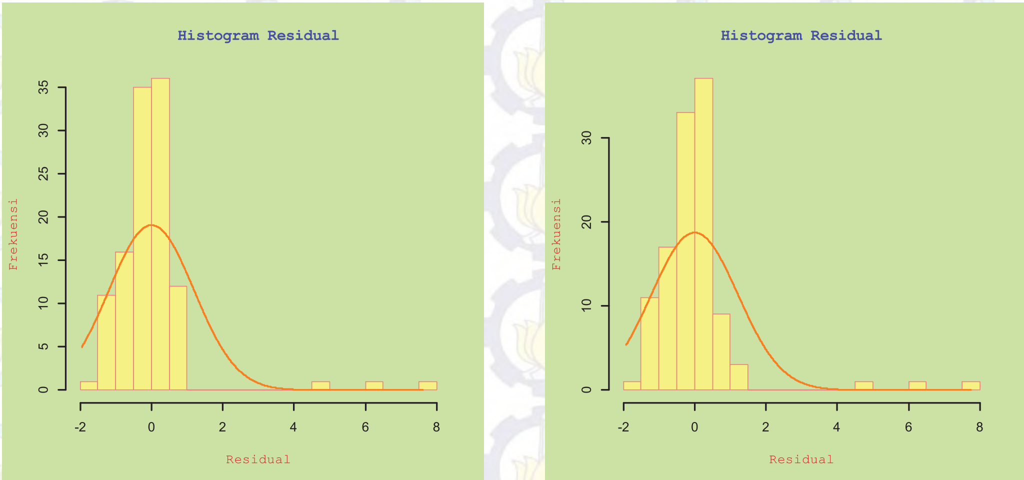
H_1 : $\hat{F}(x) \neq F_0(x)$

Nilai tabel Kolmogorv-Smirnov = 0.142361,

Tingkat signifikansi pengujian = 5%.

Tabel 4.10. Nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov dan p-value dari residual panel *fixed individual effects* dengan interaksi spasial

Model	Statistik Uji	p-Value
Lag Spasial	0.2267	1.63×10^{-5}
Error Spasial	0.2197	3.31×10^{-5}



(a) (b)

Gambar 4.2. (a) Histogram residual *fixed time effects* dengan *lag* spasial dan (b) Histogram residual *fixed time effects* dengan *error* spasial

Untuk menghindari mispesifikasi model karena adanya mispesifikasi distribusi residual yang tidak memenuhi asumsi normal maka dilakukan pengujian estimator dengan metode QMLE. Nilai statistik uji QMLE ditunjukkan pada Tabel 4.11 yang menunjukkan variabel TPAK dan DAU pada model panel *fixed time effects* dengan *lag* spasial, keduanya signifikan dalam model demikian juga dengan interaksi spasialnya. Hal ini ditunjukkan dengan absolut nilai statistik uji estimator koefisien spasial = 2.4825, TPAK = 6.0304, dan DAU = 22.5705 lebih besar dari nilai t-tabel.

Table 4.11. Nilai estimasi parameter regresi panel *fixed time effects* dengan interaksi spasial dengan metode QMLE

Model	Nilai	Spasial	TPAK	DAU
Lag Spasial	Koefisien	-0.1970	-0.0470	-0.0167
	Stat. Uji (t)	-2.4825	-6.0304	-22.5705
	p-value	$1.45 \times 10^{-2*}$	$2.11 \times 10^{-8*}$	0.0000^{*}
Error Spasial	Koefisien	-0.2187	-0.0399	-0.0215
	Stat. Uji (t)	-2.4024	-17.5932	-28.9474
	p-value	0.0179^{*}	0.0000^{*}	0.0000^{*}

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

H_0 : $\beta_l = 0$ *(estimator koefisien regresi ke-l tidak signifikan)*

H_1 : $\beta_l \neq 0$ *(estimator koefisien regresi ke-l signifikan)*

Nilai t-tabel = 1.981567,

Taraf signifikansi uji = 5%.

Demikian pula untuk model panel *fixed time effects* dengan *error* spasial, kedua variabel prediktor signifikan dalam model. Tabel 11 menunjukkan absolut nilai statistik uji koefisien spasial = 2.4024, TPAK = 17.5932, dan DAU = 28.9474, yang lebih besar dari nilai t-tabel.

4.3.5 Pembentukan Model Panel Spasial Laju Pertumbuhan Ekonomi

Identifikasi model panel fixed effects dengan interaksi spasial yang dijelaskan pada 4.2.3 dan 4.2.4 menunjukkan ada tiga model yang estimatornya signifikan dalam model, yaitu: panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial, *fixed time effects* dengan *lag* spasial dan *fixed time effects* dengan *error* spasial. Untuk menentukan model terbaik digunakan *mean square error* (MSE) sebagaimana Tabel 4.12.

Tabel 4.12. Mean Square Error model panel *fixed effects* dengan interaksi spasial

Model	**Mean Square Error**
Fixed Individual Effects dengan *Lag* Spasial	0.1756*
Fixed Time Effects dengan *Lag* Spasial	1.4095
Fixed Time Effects dengan *Error* Spasial	1.4640

Tabel 4.12 menujukkan MSE model panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial = 0.1756 adalah terkecil. Sehingga ditetapkan model panel spasial terbaik untuk kasus laju pertumbuhan ekonomi (LPE) kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur tahun 2007-2009 adalah panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial yang terdiri atas dua variabel prediktor, yaitu: rata-rata lama sekolah (SKLH) dan persentase dana alokasi umum (DAU). Persamaannya disusun sebagai berikut:

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.2198\sum_{j=1}^{38} w_{ij}LPE_{jt} + 0.4160SKLH_{it} + 0.0779DAU_{it} + Efek_i \,. \quad \textbf{(4.18)}$$

dengan $Efek_i$ adalah sebagai berikut

Kab./Kota	***Fixed Individual***	**Kab./Kota**	***Fixed Individual***	**Kab./Kota**	***Fixed Individual***
1 Pacitan	-0.7243	14 Pasuruan	-0.9898	27 Sampang	0.8514
2 Ponorogo	6.8630	15 Sidoarjo	-0.4416	28 Pamekasan	-0.7327
3 Trenggalek	-0.1627	16 Mojokerto	-0.1497	29 Sumenep	-0.1731
4 Tulungagung	-0.4279	17 Jombang	0.6917	71 Kediri	-0.3390
5 Blitar	-0.4683	18 Nganjuk	2.2171	72 Blitar	0.4732
6 Kediri	1.0786	19 Madiun	0.0467	73 Malang	-0.1979
7 Malang	-0.4042	20 Magetan	-0.5808	74 Probolinggo	-0.9163
8 Lumajang	-0.1770	21 Ngawi	-0.7394	75 Pasuruan	0.1593
9 Jember	0.0921	22 Bojonegoro	-0.8545	76 Mojokerto	-0.2509
10 Banyuwangi	0.4660	23 Tuban	-0.0142	77 Madiun	1.5083
11 Bondowoso	-1.5323	24 Lamongan	-0.3333	78 Surabaya	-0.4227
12 Situbondo	-1.9884	25 Gresik	-0.1365	79 Batu	-0.2767
13 Probolinggo	-0.5353	26 Bangkalan	-0.4778		

Salah satu contoh penjelasannya adalah prediksi laju pertumbuhan ekonomi untuk Kota Surabaya tahun 2009 yang dipengaruhi oleh Kabupaten Gresik, Kabupaten Sidoarjo dan Kabupaten Bangkalan. Laju pertumbuhan ekonomi Kabupaten Gresik (5.56%), Kabupaten Sidoarjo (4.47%) dan Kabupaten Bangkalan (4.5%), rata-rata lama sekolah dan persentase dana alokasi umum Kota

Surabaya adalah 9.37 dan 28.63 serta efek individu Kota Surabaya sebesar -0.4227 sehingga prediksi laju pertumbuhan ekonomi Kota Surabaya tahun 2009 adalah 6.7698. Menggunakan persamaan **4.18**, bila rata – rata lama sekolah penduduk Kota Surabaya meningkat 1 tahun, dengan menganggap nilai lainnya tetap, akan diperoleh peningkatan laju pertumbuhan ekonomi sebesar 0.416 persen. Demikian pula bila persentase dana alokasi umum terhadap total penerimaan meningkat sebesar 1 persen, dengan menganggap nilai lainnya tetap, akan diperoleh pengingkatan laju pertumbuhan ekonomi sebesar 0.0779 persen. Bila Pemerintah Kota Surabaya memiliki target peningkatan laju pertumbuhan ekonomi sebesar 1 persen maka perlu meningkatkan rata-rata lama sekolah penduduknya sebesar 2.4 tahun, dengan menganggap tidak terjadi perubahan pertumbuhan ekonomi didaerah sekitarnya yang berhubungan dan tidak terjadi peningkatan persentase dana alokasi umum terhadap total penerimaan Kota Surabaya.

Model panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial dalam model laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur mengindikasikan dua hal, yaitu:

1. Pertama, adanya hubungan laju pertumbuhan ekonomi yang terbentuk di suatu wilayah dengan wilayah lain yang berdekatan (bersinggungan) yang ditunjukkan oleh hubungan *lag* spasial.
2. Kedua, setiap wilayah memiliki kekhasan dalam menciptakan nilai laju pertumbuhan ekonomi yang ditunjukkan oleh efek individu.

BAB 5
KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 KESIMPULAN

1. Penghitungan statistik uji dengan metode QMLE didasarkan pada fungsi objektif maximum likelihood, yaitu: *likelihood* atau log *likelihood error term*. Selanjutnya dibentuk fungsi estimasi yang menjadi dasar pembentukan matriks *meat*. Sedangkan matriks *bread* didasarkan pada hasil fitting model dengan metode maximum likelihood. Dengan kedua matriks tersebut dibentuk matrik variansi-kovariansi yang dikenal dengan *sandwich covariance*. Statitik uji **t** diperoleh dengan membagi nilai koefisien regresi panel spasial dengan akar diagonal matriks *sandwich covariance* yang bersesuaian.
2. Model regresi panel spasial yang terbaik adalah panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial. Variabel prediktornya adalah rata-rata lama sekolah (SKLH) dan persentase dana alokasi umum (DAU). Persamaannya sebagai berikut:

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.2198\sum_{j=1}^{38} w_{ij} LPE_{jt} + 0.4160 SKLH_{it} + 0.0779 DAU_{it} + Efek_i \,.$$

5.2 SARAN

1. Periode data penelitian ditingkatkan agar dapat dilihat perubahan besaran efek panel.
2. Model dan efek panel yang dikembangkan dalam paket juga sebaiknya dimanfaatkan secara penuh untuk melihat kombinasi model dan efek yang terbaik sehingga dihasilkan model yang baik. Misalkan model random untuk berbagai efek.
3. Efek spasial yang masih belum disampaikan yaitu: *spatial autoregressive moving average* (SARMA), *spatial durbin model* (SDM) dan *spatial durbin error model* (SDEM) sebaiknya juga dapat dilakukan.

Tabel 1: Laju Pertumbuhan Ekonomi, Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja, Rata-rata Lama Sekolah, Proporsi Dana Alokasi Umum dan Jumlah Industri Besar dan Sedang Kabupaten/Kota Provinsi Jawa Timur 2007 – 2009

Kabupaten/ Kota	Laju Pertumbuhan Ekonomi (%)			Tgkt. Partisipasi Angkt. Kerja (%)			Rata-rata Lama Sekolah (Thn)		
	2007	2008	2009	2007	2008	2009	2007	2008	2009
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1 Pacitan	5.12	5.20	4.45	83.67	83.74	82.97	6.80	6.70	6.49
2 Ponorogo	6.06	5.61	4.39	75.70	69.89	73.97	6.69	6.62	6.53
3 Trenggalek	5.19	5.66	4.37	77.65	75.17	75.93	6.85	7.13	6.91
4 Tulungagung	5.95	5.89	5.07	75.85	74.16	73.95	7.68	7.55	7.82
5 Blitar	5.71	5.76	5.11	70.04	68.47	69.76	6.79	7.19	7.18
6 Kediri	4.97	4.67	4.27	67.32	65.36	67.39	7.63	7.23	7.23
7 Malang	6.15	5.53	4.40	69.90	70.86	67.81	6.81	6.71	6.87
8 Lumajang	5.16	5.14	5.08	64.29	65.31	65.83	5.73	6.04	5.88
9 Jember	5.50	6.08	5.00	66.36	68.47	68.41	6.11	6.10	6.81
10 Banyuwangi	5.28	5.38	5.07	70.44	71.58	70.27	6.54	6.86	6.65
11 Bondowoso	5.27	5.05	5.01	69.87	68.04	71.33	5.38	5.38	5.76
12 Situbondo	5.42	5.08	5.03	72.42	72.83	72.73	5.90	5.68	6.37
13 Probolinggo	5.97	5.77	5.14	73.46	72.25	74.08	5.25	5.30	5.99
14 Pasuruan	6.82	5.89	5.34	71.97	71.77	70.78	6.37	6.65	6.97
15 Sidoarjo	5.84	4.80	4.47	66.97	67.75	66.06	9.61	9.42	9.28
16 Mojokerto	5.78	5.69	5.03	70.66	70.76	70.41	7.86	7.55	7.76
17 Jombang	6.12	5.95	5.02	66.21	68.99	69.11	7.66	7.69	7.85
18 Nganjuk	6.12	5.40	5.45	68.86	68.14	69.27	7.02	7.41	7.28
19 Madiun	5.07	5.31	4.46	66.44	69.27	67.05	6.82	7.39	7.43
20 Magetan	5.19	5.18	5.08	78.32	73.64	76.09	7.22	7.64	7.53
21 Ngawi	5.12	5.58	5.03	71.64	67.70	71.94	6.33	6.22	6.30
22 Bojonegoro	13.62	12.32	10.02	68.13	68.07	67.14	6.46	6.25	6.53
23 Tuban	6.76	6.96	5.37	66.65	68.70	69.55	6.24	6.16	6.26
24 Lamongan	5.05	6.64	5.28	67.98	69.06	68.17	6.92	7.14	6.98
25 Gresik	6.99	6.17	5.56	65.77	66.30	65.02	7.99	8.31	8.00
26 Bangkalan	5.05	4.58	4.50	64.75	65.86	68.11	4.48	4.63	5.19
27 Sampang	4.33	4.67	4.21	73.14	73.73	74.23	3.31	3.81	4.19
28 Pamekasan	4.35	5.14	5.07	73.62	76.41	76.68	5.97	5.97	5.84
29 Sumenep	4.60	4.10	4.07	75.41	74.07	73.36	4.97	5.25	5.91
71 Kediri	4.18	4.77	4.43	64.53	67.53	64.22	9.78	9.89	9.18
72 Blitar	6.10	6.95	5.33	65.61	64.93	66.15	9.63	9.80	8.92
73 Malang	6.22	6.13	5.03	60.47	61.46	62.51	9.92	10.45	9.38
74 Probolinggo	6.90	6.72	4.39	63.36	65.15	65.26	8.47	8.42	8.25
75 Pasuruan	5.97	5.99	5.02	60.96	63.15	66.78	8.92	8.68	8.54
76 Mojokerto	5.65	5.71	5.04	62.98	66.33	66.78	9.84	9.69	8.94
77 Madiun	6.60	6.90	5.05	56.65	59.40	59.36	10.32	10.09	9.38
78 Surabaya	6.78	6.64	5.01	62.01	65.32	62.92	9.98	10.07	9.37
79 Batu	6.65	7.09	5.00	66.10	65.84	68.49	8.40	8.64	8.45

Tabel 1: (*lanjutan*)

Kabupaten/ Kota	Prop. DAU thd. Penerimaan (%)			Jumlah Industri Besar Sedang		
	2007	2008	2009	2007	2008	2009
(1)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
1 Pacitan	74.04	73.07	72.06	12	11	11
2 Ponorogo	74.70	72.29	67.56	47	47	45
3 Trenggalek	72.41	69.48	65.21	58	54	69
4 Tulungagung	74.63	73.27	62.62	268	262	262
5 Blitar	76.77	70.97	66.32	121	124	129
6 Kediri	77.34	78.32	69.35	106	105	113
7 Malang	75.52	74.01	67.59	241	247	216
8 Lumajang	74.22	74.71	69.45	156	153	157
9 Jember	77.54	73.59	70.25	184	185	189
10 Banyuwangi	75.51	75.57	67.05	253	256	254
11 Bondowoso	76.52	76.27	67.11	68	65	70
12 Situbondo	74.52	73.87	70.97	141	134	142
13 Probolinggo	73.59	74.06	71.01	85	87	94
14 Pasuruan	71.10	69.38	62.76	663	623	694
15 Sidoarjo	54.56	54.42	47.28	855	865	843
16 Mojokerto	66.81	67.68	63.75	256	258	227
17 Jombang	75.82	73.20	68.18	186	184	188
18 Nganjuk	75.72	74.12	65.50	99	87	83
19 Madiun	75.43	71.51	65.62	21	16	18
20 Magetan	75.83	74.69	67.84	26	23	27
21 Ngawi	80.86	75.98	69.68	27	25	28
22 Bojonegoro	73.08	65.80	64.26	73	78	74
23 Tuban	68.38	65.91	61.49	148	142	144
24 Lamongan	71.44	68.90	61.41	128	130	122
25 Gresik	61.63	60.84	52.70	488	490	489
26 Bangkalan	66.36	68.61	66.58	13	10	12
27 Sampang	75.16	70.50	65.21	24	21	25
28 Pamekasan	72.09	72.58	66.38	45	43	43
29 Sumenep	71.54	73.83	69.47	67	72	68
71 Kediri	68.48	68.99	62.74	49	50	51
72 Blitar	67.41	62.22	57.65	32	30	25
73 Malang	64.72	65.31	59.05	226	207	235
74 Probolinggo	59.89	61.18	55.00	34	33	34
75 Pasuruan	66.56	64.63	59.70	88	90	78
76 Mojokerto	67.87	66.74	69.14	52	50	51
77 Madiun	73.24	71.41	65.37	44	44	50
78 Surabaya	31.51	30.77	28.63	851	809	812
79 Batu	69.22	69.22	59.20	25	23	24

Tabel 2: Rata-rata per tahun (Laju Pertumbuhan Ekonomi, Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja, Rata-rata Lama Sekolah, Proporsi Dana Alokasi Umum, dan Jumlah Industri Besar Sedang) Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur selama 2007 – 2009

Kabupaten/ Kota	Rata-rata per tahun selama 2007 - 2009				
	LPE	TPAK	SKLH	DAU	IBS
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1 Pacitan	4.92	83.46	6.66	73.06	11.33
2 Ponorogo	5.35	73.19	6.61	71.52	46.33
3 Trenggalek	5.07	76.25	6.96	69.03	60.33
4 Tulungagung	5.64	74.65	7.68	70.17	264.00
5 Blitar	5.53	69.42	7.05	71.35	124.67
6 Kediri	4.64	66.69	7.36	75.00	108.00
7 Malang	5.36	69.52	6.80	72.37	234.67
8 Lumajang	5.13	65.14	5.88	72.79	155.33
9 Jember	5.53	67.75	6.34	73.79	186.00
10 Banyuwangi	5.24	70.76	6.68	72.71	254.33
11 Bondowoso	5.11	69.75	5.51	73.30	67.67
12 Situbondo	5.18	72.66	5.98	73.12	139.00
13 Probolinggo	5.63	73.26	5.51	72.89	88.67
14 Pasuruan	6.02	71.51	6.66	67.75	660.00
15 Sidoarjo	5.04	66.93	9.44	52.09	854.33
16 Mojokerto	5.50	70.61	7.72	66.08	247.00
17 Jombang	5.70	68.10	7.73	72.40	186.00
18 Nganjuk	5.66	68.76	7.24	71.78	89.67
19 Madiun	4.95	67.59	7.21	70.86	18.33
20 Magetan	5.15	76.02	7.46	72.78	25.33
21 Ngawi	5.24	70.43	6.28	75.51	26.67
22 Bojonegoro	11.99	67.78	6.41	67.71	75.00
23 Tuban	6.36	68.30	6.22	65.26	144.67
24 Lamongan	5.66	68.40	7.01	67.25	126.67
25 Gresik	6.24	65.70	8.10	58.39	489.00
26 Bangkalan	4.71	66.24	4.77	67.18	11.67
27 Sampang	4.40	73.70	3.77	70.29	23.33
28 Pamekasan	4.85	75.57	5.93	70.35	43.67
29 Sumenep	4.26	74.28	5.38	71.61	69.00
71 Kediri	4.46	65.43	9.62	66.74	50.00
72 Blitar	6.13	65.56	9.45	62.42	29.00
73 Malang	5.79	61.48	9.92	63.03	222.67
74 Probolinggo	6.00	64.59	8.38	58.69	33.67
75 Pasuruan	5.66	63.63	8.71	63.63	85.33
76 Mojokerto	5.47	65.36	9.49	67.92	51.00
77 Madiun	6.18	58.47	9.93	70.00	46.00
78 Surabaya	6.14	63.42	9.81	30.31	824.00
79 Batu	6.25	66.81	8.50	65.88	24.00

Syntax/Code R : GUI dan Operasi QMLE untuk Regresi Panel Spasial

```
require(tcltk)
require(splm)

qspml <- function(){

siji <- tktoplevel()
tkwm.title(siji, " - - - GUI SPLM v. 20122011 - - - ")
tkwm.minsize(siji, 610, 610)
tkwm.maxsize(siji, 610, 610)
font1 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=13,
weight="bold", slant="roman")
font2 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=12,
slant="roman")
font3 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=10,
slant="roman")
font4 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=6,
slant="roman")
tkgrid(tklabel(siji, text="   ", font=font1), column="0", row="0",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="PROGRAM PENGOLAHAN REGRESI PANEL",
font=font1), column="1", row="1", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="- - - - - - - - - - - - - - - - - - - -
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -",
font=font1), column="1", row="2", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="versi 20122011", font=font3),
column="1", row="3", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="   ", font=font1), column="0", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="   ", font=font1), column="0", row="5",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="Program olah data ini hanya dikhususkan
untuk regresi panel spasial dengan efek tetap.", font=font2),
column="1", row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="Terdiri atas: fixed individual effects,
fixed time effects, fixed time and individual effects.",
font=font2), column="1", row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="Estimasi parameter yang dipergunakan
adalah metode maximum likelihood.", font=font2), column="1",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="   ", font=font1), column="0", row="9",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="Program ini belum mendukung semua
format data input. Pastikan bahwa data  panel", font=font2),
column="1", row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="dan bobot spasial yang diolah dalam
format *.txt [ tab delimited ]", font=font2), column="1",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="   ", font=font1), column="0",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="Program ini dibuat hanya untuk
kepentingan tesis.", font=font2), column="1", row="13",
sticky="w")
```

```
tkgrid(tklabel(siji, text="   ", font=font1), column="0",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="   ", font=font1), column="0",
row="15", sticky="w")
tkgrid(tklabel(siji, text="   ", font=font1), column="0",
row="16", sticky="w")
lanjut <- tclVar(0)
lanjut.but <- tkbutton(siji, text="Lanjutkan", command =
function() tclvalue(lanjut)<-1)
tkgrid (lanjut.but, column="1", row="17", sticky="w")
tkwait.variable(lanjut)
pilusVal <- as.integer(tclvalue(lanjut))
tkdestroy(siji)

loro <- tktoplevel()
tkwm.title(loro, " - - - GUI SPLM v. 20122011 - - - ")
tkwm.minsize(loro, 610, 610)
tkwm.maxsize(loro, 610, 610)
font1 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=13,
weight="bold", slant="roman")
font2 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=12,
slant="roman")
font3 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=10,
slant="roman")
font4 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=6,
slant="roman")
tkgrid(tklabel(loro, text="   ", font=font2), column="0", row="0",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text="Struktur Data Panel", font=font1),
column="1", row="1", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text="- - - - - - - - - - - -", font=font2),
column="1", row="2", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text="   ", font=font1), column="0", row="3",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" i ", font=font2), column="2", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" t ", font=font2), column="4", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" y ", font=font2), column="6", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X1 ", font=font2), column="8",
row="4", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X2 ", font=font2), column="9",
row="4", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="4", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" Xk ", font=font2), column="11",
row="4", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text="- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -", font=font2),
column="2", row="5", columnspan="10", sticky="w")
```

```
tkgrid(tklabel(loro, text=" 1 ", font=font2), column="2", row="6",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3", row="6",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" 1 ", font=font2), column="4", row="6",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5", row="6",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" y11 ", font=font2), column="6",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7", row="6",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X111 ", font=font2), column="8",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X211 ", font=font2), column="9",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" Xk11 ", font=font2), column="11",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" 1 ", font=font2), column="2", row="7",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3", row="7",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" 2 ", font=font2), column="4", row="7",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5", row="7",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" y12 ", font=font2), column="6",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7", row="7",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X112 ", font=font2), column="8",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X212 ", font=font2), column="9",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" Xk12 ", font=font2), column="11",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="2",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3", row="8",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="4",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5", row="8",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="6",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7", row="8",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="8",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="9",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
```

```
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="11",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" 1 ", font=font2), column="2", row="9",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3", row="9",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" T ", font=font2), column="4", row="9",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5", row="9",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" y1T ", font=font2), column="6",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7", row="9",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X11T ", font=font2), column="8",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X21T ", font=font2), column="9",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" Xk1T ", font=font2), column="11",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="2",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="4",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="6",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="8",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="9",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="11",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" N ", font=font2), column="2",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" 1 ", font=font2), column="4",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" yN1 ", font=font2), column="6",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X1N1 ", font=font2), column="8",
row="11", sticky="w")
```

```
tkgrid(tklabel(loro, text=" X2N1 ", font=font2), column="9",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" XkN1 ", font=font2), column="11",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" N ", font=font2), column="2",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" 2 ", font=font2), column="4",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" yN2 ", font=font2), column="6",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X1N2 ", font=font2), column="8",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X2N2 ", font=font2), column="9",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" XkN2 ", font=font2), column="11",
row="12", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="2",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="4",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="6",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="8",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="9",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="11",
row="13", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" N ", font=font2), column="2",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="3",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" T ", font=font2), column="4",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="5",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" yNT ", font=font2), column="6",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" | ", font=font2), column="7",
```

```
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X1NT ", font=font2), column="8",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" X2NT ", font=font2), column="9",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" ... ", font=font2), column="10",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text=" XkNT ", font=font2), column="11",
row="14", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text="   ", font=font1), column="0",
row="15", sticky="w")
tkgrid(tklabel(loro, text="   ", font=font1), column="0",
row="16", sticky="w")
terus <- tclVar(0)
terus.but <- tkbutton(loro, text="Lanjutkan", command = function()
tclvalue(terus)<-1)
tkgrid (terus.but, column="1", row="17", columnspan="5",
sticky="w")
tkwait.variable(terus)
pilusVal <- as.integer(tclvalue(terus))
tkdestroy(loro)

telu <- tktoplevel()
tkwm.title(telu, " - - - GUI SPLM v. 20122011 - - - ")
tkwm.minsize(telu, 610, 610)
tkwm.maxsize(telu, 610, 610)
font1 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=13,
weight="bold", slant="roman")
font2 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=12,
slant="roman")
font3 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=10,
slant="roman")
font4 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=6,
slant="roman")
tkgrid(tklabel(telu, text="   ", font=font2), column="0", row="0",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text="Struktur Bobot Spasial", font=font1),
column="1", row="1", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text="- - - - - - - - - - -", font=font2),
column="1", row="2", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text="   ", font=font1), column="0", row="3",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text="   ", font=font2), column="2", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" 1 ", font=font2), column="3", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" 2 ", font=font2), column="4", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" 3 ", font=font2), column="5", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="6",
row="4", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" N ", font=font2), column="7", row="4",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" 1 ", font=font2), column="2", row="5",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a11 ", font=font2), column="3",
```

```
row="5", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a12 ", font=font2), column="4",
row="5", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a13 ", font=font2), column="5",
row="5", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ...  ", font=font2), column="6",
row="5", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a1N ", font=font2), column="7",
row="5", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" 2 ", font=font2), column="2", row="6",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a21 ", font=font2), column="3",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a22 ", font=font2), column="4",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a23 ", font=font2), column="5",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="6",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a2N ", font=font2), column="7",
row="6", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" 3 ", font=font2), column="2", row="7",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a31 ", font=font2), column="3",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a32 ", font=font2), column="4",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a33 ", font=font2), column="5",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="6",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" a3N ", font=font2), column="7",
row="7", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="2",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="3",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="4",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="5",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="6",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="7",
row="8", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" N ", font=font2), column="2", row="9",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" aN1 ", font=font2), column="3",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" aN2 ", font=font2), column="4",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" aN3 ", font=font2), column="5",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" ... ", font=font2), column="6",
row="9", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text=" aNN ", font=font2), column="7",
row="9", sticky="w")
```

```
tkgrid(tklabel(telu, text="   ", font=font1), column="0",
row="10", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text="   ", font=font1), column="0",
row="11", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text="aij; i = 1, 2, ..., N; j = 1, 2, ...,
N", font=font2), column="1", row="12", columnspan="10",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text="aij : elemen ketersinggungan area >>> 1
= bersinggungan dan 0 = tidak bersinggungan", font=font2),
column="1", row="13", columnspan="20", sticky="w")
tkgrid(tklabel(telu, text="   ", font=font1), column="0",
row="14", sticky="w")
maju <- tclVar(0)
maju.but <- tkbutton(telu, text="Lanjutkan", command = function()
tclvalue(maju)<-1)
tkgrid (maju.but, column="1", row="15", columnspan="5",
sticky="w")
tkwait.variable(maju)
pilusVal <- as.integer(tclvalue(maju))
tkdestroy(telu)

one <- tktoplevel()
tkwm.title(one, " - - - GUI SPLM v. 20122011 - - - ")
tkwm.minsize(one, 650, 650)
tkwm.maxsize(one, 650, 650)
font1 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=13,
weight="bold", slant="roman")
font2 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=12,
slant="roman")
font3 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=10,
slant="roman")
font4 <- tkfont.create(family="Arial Narrow", size=6,
slant="roman")
tkgrid(tklabel(one, text="", font=font2), column="1", row="0",
sticky="w", ipadx=10)
tkgrid(tklabel(one, text="", font=font2), column="2", row="0",
sticky="w", ipadx=105)
tkgrid(tklabel(one, text="", font=font2), column="3", row="0",
sticky="w", ipadx=75)
tkgrid(tklabel(one, text="", font=font2), column="4", row="0",
sticky="w", ipadx=105)
tkgrid(tklabel(one, text="", font=font2), column="5", row="0",
sticky="w", ipadx=10)
tkgrid(tklabel(one, text="   ", font=font4), column="1", row="1",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(one, text="Masukkan data y dan X", font=font2),
column="2", row="2", sticky="w")
pilihan1 <- tclVar(0)
Open1.but <- tkbutton(one, text=" File Data [...] ", command =
function() tclvalue(pilihan1)<-1)
tkgrid (Open1.but, column="4", row="2", sticky="w", ipadx=8.5)
tkwait.variable(pilihan1)
pilVal <- as.integer(tclvalue(pilihan1))
if (pilVal==1) nama1 <- file.choose()
data <- read.table(nama1, header=T)
tkfocus(one)
tkgrid(tklabel(one, text="   ", font=font4), column="1", row="3",
```

```
sticky="w")
tkgrid(tklabel(one, text="Masukkan bobot spasial", font=font2),
column="2", row="4", sticky="w")
pilihan2 <- tclVar(0)
Open2.but <- tkbutton(one, text=" File Bobot [...] ", command =
function() tclvalue(pilihan2)<-1)
tkgrid (Open2.but, column="4", row="4", sticky="w", ipadx=4.5)
tkwait.variable(pilihan2)
pileVal <- as.integer(tclvalue(pilihan2))
if (pileVal==1) nama2 <- file.choose()
W <- read.table(nama2, header=T)
N <- nrow(W)
www1 <- as.matrix(as.matrix(W/rowSums(W)))
www2 <- as.matrix(W)
tkfocus(one)
tkgrid(tklabel(one, text="   ", font=font4), column="1", row="5",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(one, text="Tentukan bobot yang dipergunakan",
font=font2), column="2", row="6", sticky="w")
pilihan4 <- tclVar(0)
stand.but <- tkbutton(one, text=" Standardized ", command =
function() tclvalue(pilihan4)<-1)
unstand.but <- tkbutton(one, text=" Unstandardized ", command =
function() tclvalue(pilihan4)<-2)
tkgrid (stand.but, column="4", row="6", sticky="w", ipadx=7)
tkgrid (unstand.but, column="4", row="7", sticky="w")
tkwait.variable(pilihan4)
piluVal <- as.integer(tclvalue(pilihan4))
if (piluVal==1){
      www <- www1
      bobot <- paste("Standardized Weighted Matrix")
      }
if (piluVal==2){
      www <- www2
      bobot <- paste("Unstandardized Weighted Matrix")
      }
tkfocus(one)
tkgrid(tklabel(one, text="   ", font=font4), column="1", row="8",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(one, text="Tentukan formulasi variabel",
font=font2), column="2", row="9", sticky="w")
pilihan6 <- tclVar(0)
abcd.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ TPAK + SKLH + DAU + IBS ",
command = function() tclvalue(pilihan6)<-1)
abc.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ TPAK + SKLH + DAU ", command
= function() tclvalue(pilihan6)<-2)
abd.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ TPAK + SKLH + IBS ", command
= function() tclvalue(pilihan6)<-3)
acd.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ TPAK + DAU + IBS ", command
= function() tclvalue(pilihan6)<-4)
bcd.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ SKLH + DAU + IBS ", command
= function() tclvalue(pilihan6)<-5)
ab.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ TPAK + SKLH ", command =
function() tclvalue(pilihan6)<-6)
ac.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ TPAK + DAU ", command =
function() tclvalue(pilihan6)<-7)
ad.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ TPAK + IBS ", command =
```

```
function() tclvalue(pilihan6)<-8)
bc.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ SKLH + DAU ", command =
function() tclvalue(pilihan6)<-9)
bd.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ SKLH + IBS ", command =
function() tclvalue(pilihan6)<-10)
cd.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ DAU + IBS ", command =
function() tclvalue(pilihan6)<-11)
a.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ TPAK ", command = function()
tclvalue(pilihan6)<-12)
b.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ SKLH ", command = function()
tclvalue(pilihan6)<-13)
c.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ DAU ", command = function()
tclvalue(pilihan6)<-14)
d.but <- tkbutton(one, text=" LPE ~ IBS ", command = function()
tclvalue(pilihan6)<-15)
tkgrid (a.but, column="3", row="9", sticky="w", ipadx=44)
tkgrid (b.but, column="4", row="9", sticky="w", ipadx=38)
tkgrid (c.but, column="3", row="10", sticky="w", ipadx=46.45)
tkgrid (d.but, column="4", row="10", sticky="w", ipadx=44)
tkgrid (ab.but, column="3", row="11", sticky="w", ipadx=23)
tkgrid (ac.but, column="4", row="11", sticky="w", ipadx=18.5)
tkgrid (ad.but, column="3", row="12", sticky="w", ipadx=29)
tkgrid (bc.but, column="4", row="12", sticky="w", ipadx=19)
tkgrid (bd.but, column="3", row="13", sticky="w", ipadx=29.5)
tkgrid (cd.but, column="4", row="13", sticky="w", ipadx=25.4)
tkgrid (abc.but, column="3", row="14", sticky="w", ipadx=4)
tkgrid (abd.but, column="4", row="14", sticky="w", ipadx=2)
tkgrid (acd.but, column="3", row="15", sticky="w", ipadx=10)
tkgrid (bcd.but, column="4", row="15", sticky="w", ipadx=4.4)
tkgrid (abcd.but, column="3", row="16", columnspan="2",
sticky="w", ipadx=66)
tkwait.variable(pilihan6)
pilusVal <- as.integer(tclvalue(pilihan6))
x1 <- data[,4]
x2 <- data[,5]
x3 <- data[,6]
x4 <- data[,7]
if (pilusVal==1){
      form <- LPE ~ TPAK + SKLH + DAU + IBS
      x <- as.matrix(cbind(x1,x2,x3,x4))
      frml <- paste("LPE ~ TPAK + SKLH + DAU + IBS")
      }
if (pilusVal==2){
      form <- LPE ~ TPAK + SKLH + DAU
      x <- as.matrix(cbind(x1,x2,x3))
      frml <- paste("LPE ~ TPAK + SKLH + DAU")
      }
if (pilusVal==3){
      form <- LPE ~ TPAK + SKLH + IBS
      x <- as.matrix(cbind(x1,x2,x4))
      frml <- paste("LPE ~ TPAK + SKLH + IBS")
      }
if (pilusVal==4){
      form <- LPE ~ TPAK + DAU + IBS
      x <- as.matrix(cbind(x1,x3,x4))
      frml <- paste("LPE ~ TPAK + DAU + IBS")
      }
```

```
if (pilusVal==5){
      form <- LPE ~ SKLH + DAU + IBS
      x <- as.matrix(cbind(x2,x3,x4))
      frml <- paste("LPE ~ SKLH + DAU + IBS")
      }
if (pilusVal==6){
      form <- LPE ~ TPAK + SKLH
      x <- as.matrix(cbind(x1,x2))
      frml <- paste("LPE ~ TPAK + SKLH")
      }
if (pilusVal==7){
      form <- LPE ~ TPAK + DAU
      x <- as.matrix(cbind(x1,x3))
      frml <- paste("LPE ~ TPAK + DAU")
      }
if (pilusVal==8){
      form <- LPE ~ TPAK + IBS
      x <- as.matrix(cbind(x1,x4))
      frml <- paste("LPE ~ TPAK + IBS")
      }
if (pilusVal==9){
      form <- LPE ~ SKLH + DAU
      x <- as.matrix(cbind(x2,x3))
      frml <- paste("LPE ~ SKLH + DAU")
      }
if (pilusVal==10){
      form <- LPE ~ SKLH + IBS
      x <- as.matrix(cbind(x2,x4))
      frml <- paste("LPE ~ SKLH + IBS")
      }
if (pilusVal==11){
      form <- LPE ~ DAU + IBS
      x <- as.matrix(cbind(x3,x4))
      frml <- paste("LPE ~ DAU + IBS")
      }
if (pilusVal==12){
      form <- LPE ~ TPAK
      x <- as.matrix(cbind(x1))
      frml <- paste("LPE ~ TPAK")
      }
if (pilusVal==13){
      form <- LPE ~ SKLH
      x <- as.matrix(cbind(x2))
      frml <- paste("LPE ~ SKLH")
      }
if (pilusVal==14){
      form <- LPE ~ DAU
      x <- as.matrix(cbind(x3))
      frml <- paste("LPE ~ DAU")
      }
if (pilusVal==15){
      form <- LPE ~ IBS
      x <- as.matrix(cbind(x4))
      frml <- paste("LPE ~ IBS")
      }
tkfocus(one)
tkgrid(tklabel(one, text="    ", font=font4), column="1", row="17",
```

```
sticky="w")
tkgrid(tklabel(one, text="Model panel spasial", font=font2),
column="2", row="18", sticky="w")
pilihan5 <- tclVar(0)
lagft.but <- tkbutton(one, text=" Fix Time with Spatial Lag ",
command = function() tclvalue(pilihan5)<-1)
lagfs.but <- tkbutton(one, text=" Fix Spatial with Spatial Lag ",
command = function() tclvalue(pilihan5)<-2)
lagfts.but <- tkbutton(one, text=" Fix Time & Spatial with Spatial
Lag ", command = function() tclvalue(pilihan5)<-3)
errft.but <- tkbutton(one, text=" Fix Time with Spatial Error ",
command = function() tclvalue(pilihan5)<-5)
errfs.but <- tkbutton(one, text=" Fix Spatial with Spatial Error
", command = function() tclvalue(pilihan5)<-6)
errfts.but <- tkbutton(one, text=" Fix Time & Spatial with Spatial
Error ", command = function() tclvalue(pilihan5)<-7)
tkgrid (lagft.but, sticky="w", column="3", row="18", sticky="w",
ipadx=10)
tkgrid (lagfs.but, sticky="w", column="3", row="19", sticky="w",
ipadx=6)
tkgrid (lagfts.but, sticky="w", column="4", row="18", sticky="w",
ipadx=6)
tkgrid (errft.but, sticky="w", column="3", row="20", sticky="w",
ipadx=7)
tkgrid (errfs.but, sticky="w", column="3", row="21", sticky="w",
ipadx=3)
tkgrid (errfts.but, sticky="w", column="4", row="20", sticky="w",
ipadx=3)
tkwait.variable(pilihan5)
pilekVal <- as.integer(tclvalue(pilihan5))
if (pilekVal==1){
      mdl <- 111
      model <- paste("Fixed Time Effects with Spatial Lag")
      }
if (pilekVal==2){
      mdl <- 112
      model <- paste("Fixed Space Effects with Spatial Lag")
      }
if (pilekVal==3){
      mdl <- 113
      model <- paste("Fixed Time and Space Effects with Spatial
Lag")
      }
if (pilekVal==5){
      mdl <- 211
      model <- paste("Fixed Time Effects with Spatial Error")
      }
if (pilekVal==6){
      mdl <- 212
      model <- paste("Fixed Space Effects with Spatial Error")
      }
if (pilekVal==7){
      mdl <- 213
      model <- paste("Fixed Time and Space Effects with Spatial
Error")
      }
tkfocus(one)
```

```
tkgrid(tklabel(one, text="   ", font=font4), column="1", row="22",
sticky="w")
tkgrid(tklabel(one, text="Eksekusi data Masukan", font=font2),
column="2", row="23", sticky="w")
pilihan7 <- tclVar(0)
proc.but <- tkbutton(one, text="Proses Data", command = function()
tclvalue(pilihan7)<-1)
tkgrid (proc.but, column="3", row="23", sticky="w", ipadx=10)
tkwait.variable(pilihan7)
pilusVal <- as.integer(tclvalue(pilihan7))
a <- Sys.time()
if (mdl == 111){
      fctn <- spml(form, data = data, listw = mat2listw(www),
model="within", effect="time", lag=T, spatial.error="none")
      fplm <- plm(form, data = data, model="within",
effect="time", index = c("KAB","THN"))
      }
if (mdl == 112){
      fctn <- spml(form, data = data, listw = mat2listw(www),
model="within", effect="individual", lag=T, spatial.error="none")
      fplm <- plm(form, data = data, model="within",
effect="individual", index = c("KAB","THN"))
      }
if (mdl == 113){
      fctn <- spml(form, data = data, listw = mat2listw(www),
model="within", effect="twoways", lag=T, spatial.error="none")
      fplm <- plm(form, data = data, model="within",
effect="twoways", index = c("KAB","THN"))
      }
if (mdl == 211){
      fctn <- spml(form, data = data, listw = mat2listw(www),
model="within", effect="time", lag=F, spatial.error="b")
      fplm <- plm(form, data = data, model="within",
effect="time", index = c("KAB","THN"))
      }
if (mdl == 212){
      fctn <- spml(form, data = data, listw = mat2listw(www),
model="within", effect="individual", lag=F, spatial.error="b")
      fplm <- plm(form, data = data, model="within",
effect="individual", index = c("KAB","THN"))
      }
if (mdl == 213){
      fctn <- spml(form, data = data, listw = mat2listw(www),
model="within", effect="twoways", lag=F, spatial.error="b")
      fplm <- plm(form, data = data, model="within",
effect="twoways", index = c("KAB","THN"))
      }
b <- Sys.time()
pilihan8 <- tclVar(0)
res.but <- tkbutton(one, text="Tampilkan", command = function()
tclvalue(pilihan8)<-1)
tkgrid (res.but, column="4", row="23", sticky="w", ipadx=10)
tkwait.variable(pilihan8)
pilusVal <- as.integer(tclvalue(pilihan8))
tkdestroy(one)
estpar <- fctn$coefficients
dgfr <- nrow(data)-1
```

```
estparml <- as.matrix(estpar)
vcml <- fctn$vcov
seml <- sqrt(diag(as.matrix(vcml)))
tml <- estpar/seml
pvml <- 2*(1-pt(abs(tml), df=dgfr))
if(mdl==111|mdl==112|mdl==113) {
y1 <- data [(1):(N),3]
y2 <- data [(N+1):(2*N),3]
y3 <- data [((2*N)+1):(3*N),3]
y <- as.matrix(data [,3])
yy1 <- as.matrix(y1)
yy2 <- as.matrix(y2)
yy3 <- as.matrix(y3)
ww <- as.matrix(www)
Wy1 <- ww%*%yy1
Wy2 <- ww%*%yy2
Wy3 <- ww%*%yy3
Wy <- rbind(Wy1,Wy2,Wy3)
cb <- cbind(Wy,x)
}
if(mdl==211|mdl==212|mdl==213) {
resi <- as.matrix(fplm$residuals)
We1 <- www%*%resi[(1):(N)]
We2 <- www%*%resi[(N+1):(2*N)]
We3 <- www%*%resi[((2*N)+1):(3*N)]
We <- rbind(We1,We2,We3)
cb <- cbind(We,x)
}
psi <- residuals(fctn)*cb
k <- NCOL(psi)
n <- NROW(psi)
daging <- crossprod(as.matrix(psi))/n
roti <- solve(crossprod(cb)) * n
burger <- (1/n)*(roti%*%daging%*%roti)
vcqml <- burger
seqml <- sqrt(diag(burger))
tqml <- estpar/seqml
pvqml <- 2*(1-pt(abs(tqml), df=dgfr))
zres <- ((as.matrix(fctn$residuals)) -
mean(fctn$residuals))/sd(fctn$residuals)
ks <- ks.test(zres, "pnorm")
D <- ks$statistic
PV <- ks$p.value
if (PV >= 0.05){
      E <- paste('Residual berdistribusi Normal')
}
if (PV < 0.05){
      E <- paste('Residual tidak berdistribusi Normal')
}
if (PV >= 0.05){
      espa <- cbind(estpar,tml,pvml)
      k <- length(tml)
      sigml <- array(0,k)
      for (i in 1:k){
            if (pvml[i]<= 0.05){
                  sigml[i] <- paste('Signifikan')
            }
```

```
            if (pvml[i]> 0.05){
                  sigml[i] <- paste('Tidak Signifikan')
            }
      }
}
if (PV < 0.05){
      espa <- cbind(estpar,tml,pvml,tqml,pvqml)
      k <- length(tml)
      sigml <- array(0,k)
      for (i in 1:k){
            if (pvml[i]<= 0.05){
                  sigml[i] <- paste('Signifikan')
            }
            if (pvml[i]> 0.05){
                  sigml[i] <- paste('Tidak Signifikan')
            }
      }
      sigqml <- array(0,k)
      for (j in 1:k){
            if (pvqml[j]<= 0.05){
                  sigqml[j] <- paste('Signifikan')
            }
            if (pvqml[j]> 0.05){
                  sigqml[j] <- paste('Tidak Signifikan')
            }
      }
}
mse <- (1/nrow(data))*(crossprod(as.matrix(fctn$residuals)))
par(bg=(rgb(0.8, 0.95, 0.65)))
set.seed(432)
h <- hist(fctn$residuals, breaks=30, col=(rgb(0.99, 0.99, 0.5)),
border=(rgb(0.99, 0.5, 0.5)), main="", xlab="", ylab="", lwd=2)
title(main="Histogram Residual", xlab="Residual",
ylab="Frekuensi", font.main=11, font.lab=10, col.main=(rgb(0.25,
0.25, 0.75)), col.lab=(rgb(0.85, 0.05, 0.05)))
xfit <- seq(min(fctn$residuals), max(fctn$residuals),
length=10000)
yfit <- dnorm(xfit, mean=mean(fctn$residuals),
sd=sd(fctn$residuals))
yfit <- yfit*diff(h$mids[1:2])*length(fctn$residuals)
lines(xfit, yfit,col=(rgb(0.99, 0.5, 0.05)), lwd=2)
cat("\n")
cat("= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
= = = = = = = =\n")
cat("Resume Input :\n",".-.-.-.-.-.-.\n")
cat("   Jenis bobot yang digunakan :  ", bobot, "\n")
cat("   Hub/formula antar variabel :  ", frml, "\n")
cat("   Model regresi panel spasial:  ", model, "\n")
cat("= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
= = = = = = = =\n")
cat("Waktu proses : ", (as.vector(b-a)), " detik","\n")
cat("= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
= = = = = = = =\n")
print(ks)
print(E)
cat("= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
= = = = = = = =\n")
```

```
cat("Est. Parameter - Uji t - pValue [Max. Likelihood dan atau
Quasi-Max. Likelihood]\n")
print(espa)
if (PV >= 0.05){
      print(as.matrix(cbind(round(fctn$coefficients,4), sigml,
sigqml)))
}
if (PV < 0.05){
      print(as.matrix(cbind(round(fctn$coefficients,4), sigml,
sigqml)))
}
cat("\n")
cat("= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
= = = = = = =\n")
cat("Kriteria Kebaikan Model\n")
cat("Mean Squared Error : ",mse,"\n")
cat("= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
= = = = = = =\n")
cat("Efek Panel :\n")
print(effects(fctn))
cat("= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
= = = = = = =\n")
}
```

Lampiran 3

Tabel 3: Matriks Bobot Spasial Kabupaten/Kota Provinsi Jawa Timur
Berdasarkan Metode *Queen Contiguity* terstandardisasi

	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10
01	0.0000	0.5000	0.5000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
02	0.1667	0.0000	0.1667	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
03	0.3333	0.3333	0.0000	0.3333	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
04	0.0000	0.1667	0.1667	0.0000	0.1667	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
05	0.0000	0.0000	0.0000	0.2500	0.0000	0.2500	0.2500	0.0000	0.0000	0.0000
06	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.1667	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000
07	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1111	0.1111	0.0000	0.1111	0.0000	0.0000
08	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3333	0.0000	0.3333	0.0000
09	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2500	0.0000	0.2500
10	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3333	0.0000
11	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2500	0.2500
12	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3333
13	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1429	0.1429	0.1429	0.0000
14	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2000	0.0000	0.0000	0.0000
15	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1429	0.0000	0.0000	0.0000
17	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000
18	0.0000	0.1667	0.0000	0.1667	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
19	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
20	0.0000	0.2500	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
21	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
22	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
23	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
24	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
25	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
26	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
27	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
28	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
29	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
71	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
72	0.0000	0.0000	0.0000	0.5000	0.5000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
73	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
74	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
75	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
76	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
77	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
78	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Tabel 3: (*lanjutan*)

	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
01	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
02	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.1667	0.1667
03	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
04	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000
05	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
06	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.1667	0.0000	0.0000
07	0.0000	0.0000	0.1111	0.1111	0.0000	0.1111	0.1111	0.0000	0.0000	0.0000
08	0.0000	0.0000	0.3333	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
09	0.2500	0.0000	0.2500	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10	0.3333	0.3333	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
11	0.0000	0.2500	0.2500	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
12	0.3333	0.0000	0.3333	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
13	0.1429	0.1429	0.0000	0.1429	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
14	0.0000	0.0000	0.2000	0.0000	0.2000	0.2000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
15	0.0000	0.0000	0.0000	0.2500	0.0000	0.2500	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0000	0.0000	0.0000	0.1429	0.1429	0.0000	0.1429	0.0000	0.0000	0.0000
17	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000
18	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.0000	0.1667	0.0000
19	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.0000	0.1667
20	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2500	0.0000
21	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3333	0.3333
22	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.1667	0.1667	0.0000
23	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
24	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2000	0.2000	0.0000	0.0000	0.0000
25	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2000	0.2000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
26	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
27	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
28	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
29	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
71	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
72	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
73	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
74	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
75	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
76	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
77	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.5000	0.5000
78	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3333	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Tabel 3: (*lanjutan*)

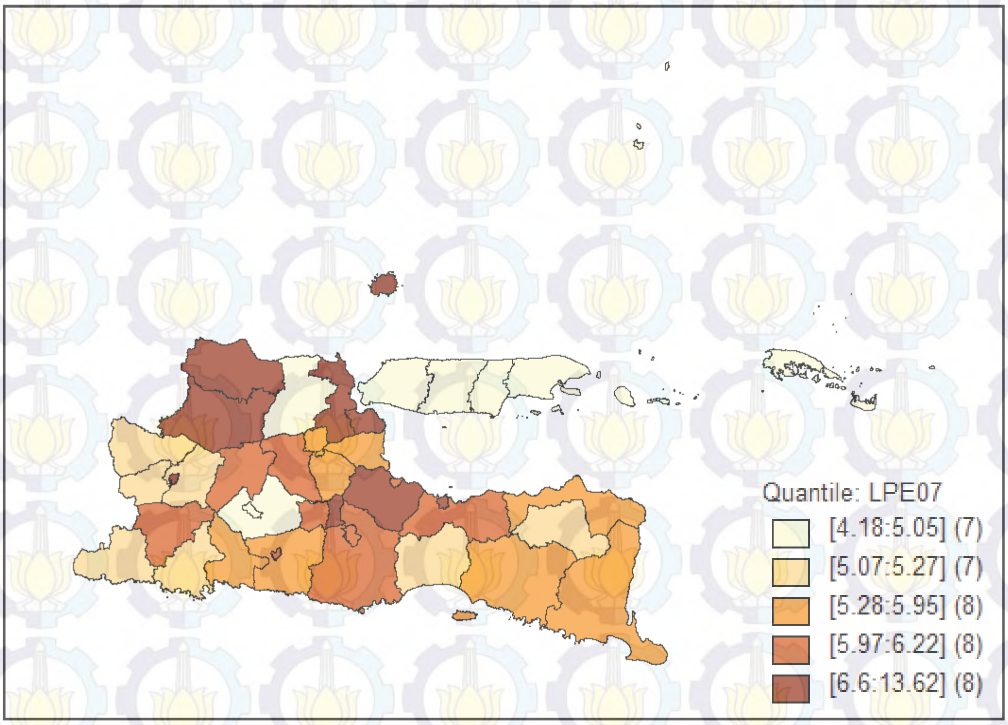
	21	22	23	24	25	26	27	28	29
01	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
02	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
03	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
04	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
05	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
06	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
07	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
08	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
09	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
11	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
12	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
13	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
14	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
15	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2500	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0000	0.0000	0.0000	0.1429	0.1429	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
17	0.0000	0.1667	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
18	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
19	0.1667	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
20	0.2500	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
21	0.0000	0.3333	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
22	0.1667	0.0000	0.1667	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
23	0.0000	0.5000	0.0000	0.5000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
24	0.0000	0.2000	0.2000	0.0000	0.2000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
25	0.0000	0.0000	0.0000	0.2000	0.0000	0.2000	0.0000	0.0000	0.0000
26	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3333	0.0000	0.3333	0.0000	0.0000
27	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.5000	0.0000	0.5000	0.0000
28	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.5000	0.0000	0.5000
29	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000
71	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
72	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
73	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
74	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
75	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
76	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
77	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
78	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3333	0.3333	0.0000	0.0000	0.0000
79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Tabel 3: (*lanjutan*)

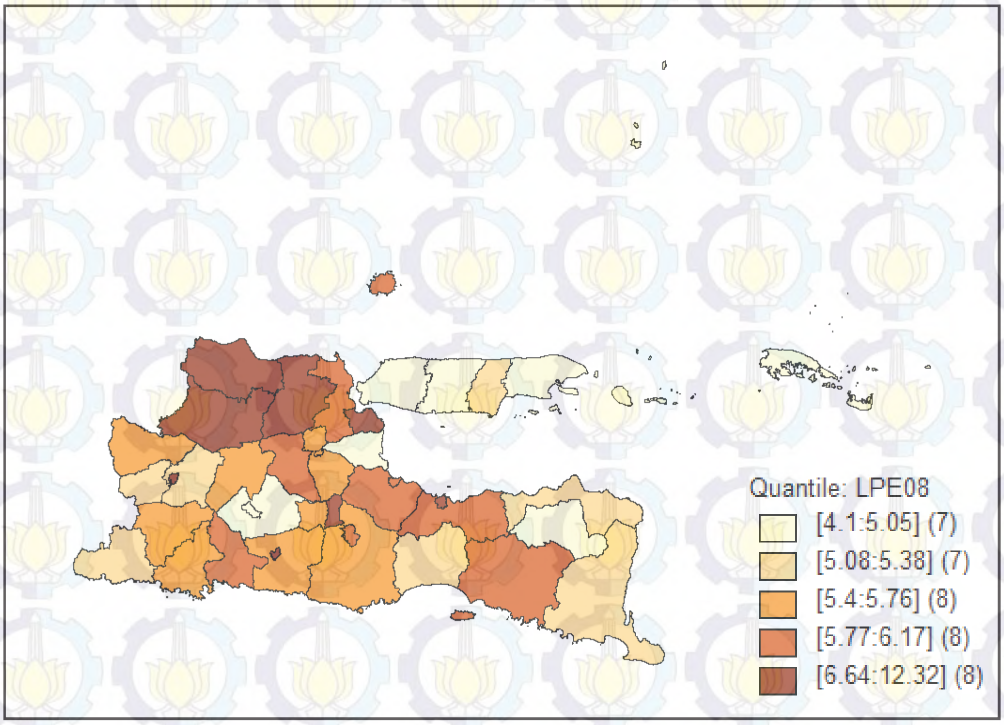
	71	72	73	74	75	76	77	78	79
01	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
02	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
03	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
04	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
05	0.0000	0.2500	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
06	0.1667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
07	0.0000	0.0000	0.1111	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1111
08	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
09	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
11	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
12	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
13	0.0000	0.0000	0.0000	0.1429	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
14	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
15	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2500	0.0000
16	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1429	0.0000	0.0000	0.0000
17	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
18	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
19	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1667	0.0000	0.0000
20	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2500	0.0000	0.0000
21	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
22	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
23	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
24	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
25	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2000	0.0000
26	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3333	0.0000
27	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
28	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
29	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
71	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
72	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
73	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
74	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
75	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
76	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
77	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
78	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Lampiran 4

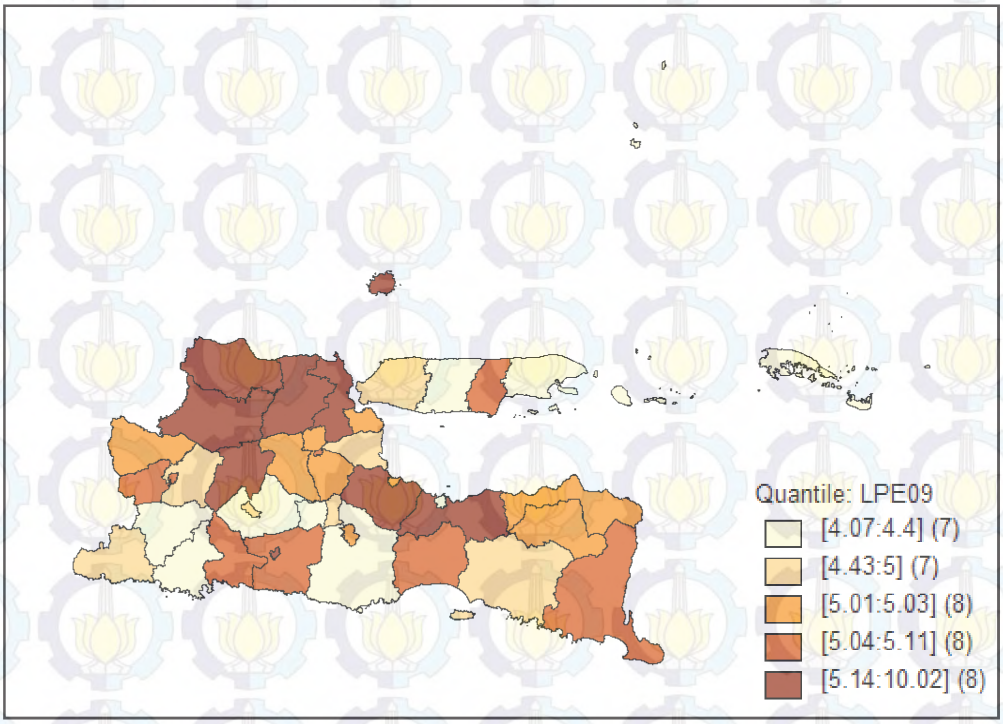
Gambar 1. Peta Tematik Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur Tahun 2007



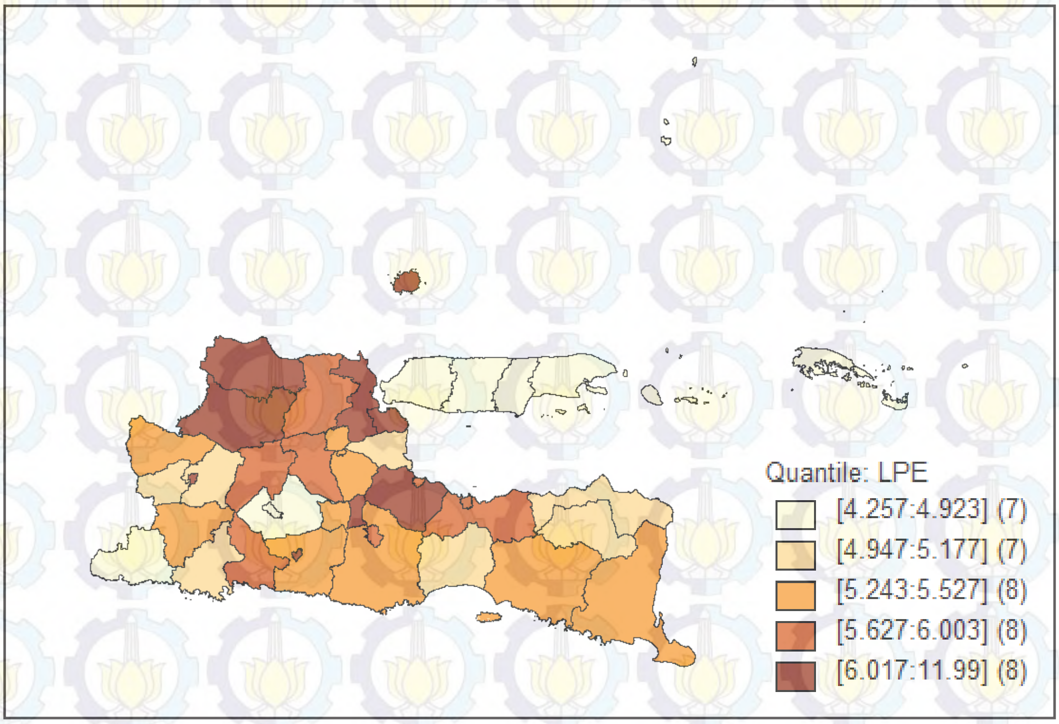
Gambar 2. Peta Tematik Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur Tahun 2008



Gambar 3. Peta Tematik Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur Tahun 2009

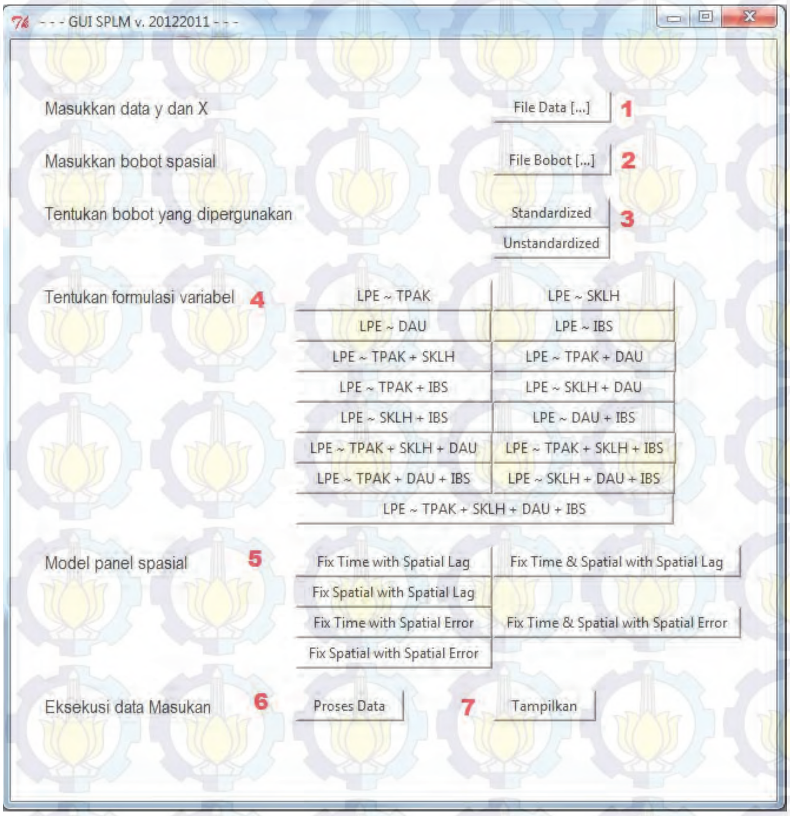


Gambar 3. Peta Tematik Rata-rata Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota per Tahun di Provinsi Jawa Timur Tahun 2007 – 2009



Lampiran 5

Manual Antar Muka Regresi Panel Spasial (*fixed effects*)



Cara Pengoperasian Antar Muka:

1. Ketik pada R-Console: `source(file.choose())`
2. Pilih source code antar muka, tunggu beberapa saat
3. Ketik pada R-Console: `qsplm()`

Keterangan Tombol Antar Muka:

1. Tombol untuk input data panel dengan struktur data [**i**, **t**, **y**, **X**] dan format file [*.txt (tab delimited)]
2. Tombol untuk input bobot spasial dengan format file [*.txt (tab delimited)]
3. Tombol untuk memilih bobot spasial yang digunakan
4. Pemilihan formulasi variabel
5. Pemilihan model panel spasial (fixed effects)
6. Proses penghintungan seluruh masukan
7. Menutup jendela dan menampilkan hasil dalam R-console dan grafik.

QUASI-MAXIMUM LIKELIHOOD UNTUK REGRESI PANEL SPASIAL (Studi Kasus: Laju Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur 2007 – 2009)

Yulian Sarwo Edi[1], Heri Kuswanto[2], Sutikno[3]
[1] Mahasiswa Pasca Sarjana, Jurusan Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya
[2] Jurusan Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya

Abstract

Estimation parameter for spatial data can be done with several ways such as: least square, generalized moment, maximum likelihood, and Bayesian methods. Maximum likelihood is one of the feasible methods, however it requires Normal distribution in the error term. It is quiet often that this assumption cannot be satisfied. Quasi-maximum likelihood method is proposed for overcoming the problem of violation of normal distribution in the error term. This paper is show how to calculate inference for estimator using quasi-maximum likelihood. This method is applied to spatial regression panel model for economic growth in Jawa Timur Province for the period of 2007 – 2009. The result is model for economic growth in Jawa Timur Province is fixed individual effects with spatial lag.

Keywords : quasi-maximum likelihood, spatial panel

Abstrak

Estimasi parameter spasial dapat dilakukan dengan beberapa cara, yaitu: *least square*, *generalized moment*, *maximum likelihood*, dan *Bayesian*. Metode *maximum likelihood* merupakan salah satu metode yang mudah dipergunakan namun syarat *error* berdistribusi Normal terkadang menjadi hambatan dalam proses estimasi. Metode *quasi-maximum likelihood* menjadi pilihan untuk membentuk statistik uji yang sesuai jika asumsi kenormalan terlanggar, yaitu dengan membentuk matriks *sandwich covariance*. Penelitian ini bertujuan membentuk algoritma estimasi *quasi-maximum likelihood* yang diterapkan pada model regresi panel spasial untuk laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur tahun 2007 – 2009. Hasilnya adalah laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur membentuk model regresi panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial.

Kata kunci : panel spasial, quasi-maximum likelihood

1. Pendahuluan

Dalam menjelaskan hubungan antar kejadian dapat dilakukan dengan menganalisis data *cross section*, data *time series*, ataupun data panel. Data *cross section* adalah data satu atau lebih variabel yang diteliti/diamati pada satu waktu bersamaan. Sementara data *time* *series* adalah data satu atau lebih variabel yang diamati pada waktu yang berbeda dan atau berurutan/beruntun. Data panel merupakan gabungan antara data *time series* dan *cross section* sehingga struktur datanya merupakan gabungan dari keduanya. Pada kasus ekonomi, seringkali melakukan analisis menggunakan data panel. Penggunaan data panel memiliki kelebihan, yaitu lebih komprehensif, karena mengandung unsur waktu, sehingga jumlah data akan meningkat dan dapat meningkatkan efisiensi dalam penaksiran parameternya [1][2]. Seringkali model regresi data panel dilakukan dalam beberapa wilayah sehingga *error* yang dihasilkan heterogen akibat keterkaitan antar wilayah. Dengan demikian perlu dipertimbangkan analisis dependensi spasial [3].

Metode estimasi parameter yang seringkali dipergunakan dalam regresi spasial untuk data panel pada dasarnya tidak berbeda dengan metode estimasi parameter pada data *cross-section*. Metode estimasi yang banyak dipergunakan adalah: *Least Square (Ordinary Least Square, 2 Stage Least Square,* dan *3 Stage Least Square)* [4][5], *Maximum Likelihood (Concentrated Maximum Likelihood), Generalized Moment*, dan Bayesian [6][7].

Metode *least square* dan *maximum likelihood* merupakan metode yang paling banyak dipergunakan. Kedua metode dapat diterapkan untuk semua model spasial ekonometrika [6]. Metode *least square* memang baik dan penting dalam proses estimasi dalam banyak hal, namun memiliki keterbatasan, diantaranya: tidak bisa digunakan untuk *truncated variable* dan menentukan *conditional covariance* [5]. *Maximum likelihood*, dalam proses estimasinya mensyaratkan kesamaan distribusi dalam *error* yaitu Normal $(0,\sigma^2)$. Sementara itu dalam beberapa kasus, *error* model terkadang tidak mengikuti distribusi Normal $(0,\sigma^2)$. Biasanya dilakukan transformasi data hingga asumsi normalitas terpenuhi agar inferensi estimator yang dilakukan benar. Namun demikian untuk mendapatkan transformator yang sesuai seringkali mengalami kesulitan. Oleh karena itu, metode *quasi-maximum likelihood* (QMLE) ditawarkan untuk mengatasi asumsi error yang terlanggar. Penerapan metode QMLE telah berkembang untuk regresi spasial dan panel spasial [4][8].

Permasalahan yang timbul adalah bagaimana prosedur penghitungan statitik uji estimasi parameter regresi panel spasial menggunakan metode quasi-maximum likelihood serta penerapannya dalam data ekonomi. Dalam penelitian ini adalah laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Selanjutnya ingin diketahui, bagaimana model regresi panel spasial untuk laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur.

Dengan memperhatikan masalah yang tersebut sebelumnya maka penelitian ini memiliki tujuan penelitian sebagaimana berikut:

1. Menyusun prosedur penghitungan statistik uji estimasi parameter regresi panel spasial menggunakan metode *quasi-maximum likelihood*.
2. Menyusun model regresi panel spasial untuk laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur.

Manfaat yang dapat diambil dari pembentukan model panel spasial adalah diharapkan adanya kebijakan yang lebih komprehensif terhadap faktor pendukung laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota. Sehingga seluruh wilayah dapat mempertahankan bahkan meningkatkan pertumbuhan ekonomi masing-masing. Selanjutnya diharapkan mampu menambah khasanah keilmuan tentang regresi panel spasial khususnya penentuan statistik uji estimasi parameter dengan metode QMLE. Diharapkan pula manfaat besar untuk analisa data-data Badan Pusat Statistik mengingat hampir seluruh datanya terkait dengan kewilayahan dan telah dilakukan dalam beberapa waktu.

Dalam penelitian ini dibatasi beberapa hal, yaitu: model yang dibahas adalah regresi panel spasial dengan *fixed effects* (*fixed individual effects*, *fixed time effects* dan *fixed individual and time effects*) untuk *lag* spasial dan *error* spasial. Data yang dipergunakan adalah laju pertumbuhan ekonomi, tingkat partisipasi angkatan kerja, rata-rata lama sekolah, persentase dana alokasi umum terhadap total penerimaan, dan jumlah industri besar dan sedang. Unit pengamatannya adalah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Waktu pengamatan dibatasi pada tahun 2007 hingga 2009. Dalam penelitian ini dugunakan *balanced panel data*. Bobot spasial yang digunakan dalam penelitian ini adalah *queen contiguity row standardized*.

2. Metode

Data panel merupakan gabungan antara data *time series* dan *cross section* sehingga struktur datanya merupakan gabungan dari keduanya. Model umum untuk regresi data panel, merupakan pengembangan dari model regresi sederhana atau ekonometrika non spasial [2][9]. Bentuk umum regresi adalah:

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_k X_k + \varepsilon \qquad \textbf{(1)}$$

dengan y adalah variabel respon, X_k adalah variabel prediktor ke-k, β_k adalah koefisien regresi ke-k, k jumlah variabel prediktor, dan ε adalah *error* model. Bentuk umum regresi data panel adalah:

$$y_{ti} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ti} + \beta_2 X_{2ti} + \cdots + \beta_k X_{kti} + \varepsilon_{ti} \qquad \textbf{(2)}$$

dengan i objek observasi, i = 1, 2, …, n, dan t waktu pengamatan, t = 1, 2, …, T.

Statistika spasial merupakan bentuk dan variasi dari atribut data yang terkait dengan kondisi geografis, misal: posisi pada garis bujur dan lintang [10]. Spasial ekonometrika ditujukan pada data bidang ekonomi yang didalamnya mengandung unsur kewilayahan (geografis). Dalam hal ini terkait dengan keterkaitan/ketergantungan (*spatial dependency*) dan keragaman (*spatial heterogeneity*). *Spatial dependency* atau *spatial autocorrelation* menggambarkan ketergantungan antar wilayah. Misalkan suatu daerah a memiliki ketergantungan dengan daerah b dengan $a \neq b$. Ketergantungan tersebut dapat didasarkan pada pendapat Tobler (1970) yang menyampaikan *the first law of geography,"in which everything is related to everythings else, but near things are more related than distant things"* [11]. Maksudnya adalah setiap sesuatu (lokasi) pasti berhubungan dengan (lokasi) yang lain namun lokasi terdekat mempunyai kedekatan yang lebih dibanding lokasi lainnya. *Spatial heterogeneity* atau *spatial structure* menggambarkan keragaman/variasi model untuk tiap wilayah. Penyelesaian masalah/model untuk kasus ini sebagaimana penyelesaian dalam ekonometrika non spasial. Model umum spasial ekonometrika biasa dikenal dengan *Spatial Autoregressive and Moving Average (SARMA)*, sebagai berikut [3][12]:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \text{ dengan } \mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}_2 \mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \qquad \textbf{(3)}$$

dengan $\mathbf{W}_1$ $\mathbf{W}_2$ bobot spasial, selanjutnya $\mathbf{W}_1 = \mathbf{W}_2 = \mathbf{W}$. ρ adalah koefisien *lag* spasial, λ koefisien *error* spasial, dan **u** *unexplanatory variable*. Dengan asumsi $\boldsymbol{\varepsilon}$ ~ Normal ($\mathbf{0}$, $\sigma^2\mathbf{I}$). Turunan model utama dapat dijadikan model tersendiri, yaitu:

a. **Model regresi**, model ini terjadi bila ρ = 0 dan λ = 0 sehingga persaman **(3)** berubah menjadi persamaan **(1)**, yaitu : $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$

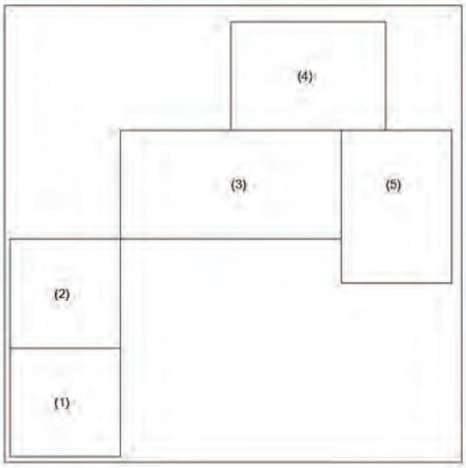
b. **Model autoregressive** atau **dependensi spasial lag (SAR)**, model ini terjadi bila $\rho \neq 0$ dan $\lambda = 0$ sehingga persamaan **(3)** menjadi :

$$\mathbf{y} = \quad \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{4}$$

c. **Model korelasi *error* spasial (SEM)**, terjadi bila $\rho = 0$ dan $\lambda \neq 0$ maka persamaan **(3)** menjadi :

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \text{ dengan } \mathbf{u} = \quad \mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{5}$$

Hal menonjol dalam model spasial adalah pembobotan wilayah yang menyatakan hubungan atau keterkaitan antar wilayah secara geografis. Salah satu alternatif pembentukan bobot adalah dengan menggunakan metode ketersinggungan (*contiguity*), sebagai berikut [3]: (Perhatikan Gambar 1)



Gambar 1. Contoh tata letak wilayah

i. *Linier contiguity*:
Didefinisikan w_{ab} = 1 untuk dearah yang dikanan/kirinya berhubungan langsung dengan daerah lain.

ii. *Rook contiguity:*
Didefinisikan w_{ab} = 1 untuk daerah yang berhubungan dengan daerah lainnya.

iii. *Bishop contiguity:*
Didefinisikan w_{ab} = 1 untuk daerah yang bersinggungan pada sudut daerah lain.

iv. *Queen contiguity:*
Didefinisikan wab = 1 untuk daerah yang bersinggungan pada sudut dan atau sisi dengan daerah lain.

Matrix bobot spasial ini bersifat simetri dengan diagonal utamanya bernilai nol (0). Untuk beberapa hal matrix bobot mengalami standardisasi, biasanya terhadap baris sehingga dikenal dengan *row-standardized spatial weight matrix*. Sebagai contoh adalah perubahan hasil dari *rook contiguity*.

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \rightarrow \mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$

Bila $f(z|\theta)$ merupakan distribusi bersama (*joint pdf* atau *pmf*) dari sampel Z = (Z_1,

Z_2, …, Z_n). Pada nilai pengamatan Z = z, fungsi dari θ adalah $L(\theta|z) = f(z|\theta)$ yang disebut fungsi *likelihood* [13]. Bila terdapat parameter sejumlah *p* maka fungsi *likelihood* menjadi:

$$L(\boldsymbol{\theta} \mid \mathbf{z}) = L\left(\ {}_1, \cdots, \ {}_p \mid z_1, \cdots, z_n \right) = \prod_{i=1}^{n} f\left(z_i \mid \ {}_1, \cdots, \ {}_p \right) \quad \textbf{(6)}$$

Untuk tiap titik/nilai z, anggap terdapat $\hat{\ }(z)$ sebagai nilai parameter dimana nilai $L(\boldsymbol{\theta}|z)$ mencapai nilai maksimumnya sebagai fungsi dari **θ** pada nilai z tertentu. Estimator *maximum likelihood* dari parameter **θ** didasarkan pada nilai Z adalah $\hat{\ }(z)$. Dengan menyamakan turunan pertama fungsi *likelihood* terhadap θ_i, $i = 1, \ldots, p$, akan diperoleh kandidat estimator parameter *maximum likelihood*.

$$\text{score: } \mathbf{sc}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} \quad \textbf{(7)}$$

$$\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'} \right] \quad \textbf{(8)}$$

$$\text{Hessian: } \mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}) = E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'} \right] \quad \textbf{(9)}$$

$$\text{Variansi-kovariansi: } \mathbf{VC}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) = \left(-E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'} \right] \right)^{-1} \quad \textbf{(10)}$$

Dari persamaan umum spasial, persamaan **(3)**, dengan asumsi bahwa *error* berdistribusi Normal (**0,** σ^2**I**) maka fungsi likelihood dapat ditentukan sebagai berikut:

1. Manipulasi persamaan **(3)** menjadi

$$\mathbf{u} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \rightarrow (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad \textbf{(11)}$$

$$\mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \rightarrow (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})\mathbf{u} = \boldsymbol{\varepsilon} \rightarrow \mathbf{u} = (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} \quad \textbf{(12)}$$

2. Substitusi persamaan **(12)** ke persamaan **(11)** maka

$$(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}$$

$$(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} = (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}$$

$$(\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})\left[(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \right] = \boldsymbol{\varepsilon}$$

3. Fungsi *likelihood* untuk SARMA adalah

$$L\left(\ , \ , \boldsymbol{\beta}, \ {}^2 \right) = (2 \ )^{-\frac{n}{2}} \left(\ {}^2 \right)^{-\frac{n}{2}} |\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W}| |\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}| \exp\left[-\frac{1}{2 \ {}^2} \boldsymbol{\varepsilon}' \boldsymbol{\varepsilon} \right] \quad \textbf{(13)}$$

Estimasi parameter spasial dengan metode *maximum likelihood* tidak dapat dilakukan dengan cara sederhana karena untuk mengestimasi suatu parameter model masih mengandung parameter lain yang belum diketahui. Estimasi MLE untuk model SAR dan SEM selengkapnya dapat dilihat dalam Anselin, 1999.

Estimasi parameter regresi panel dilakukan sebagai berikut [14]:

Pertama, melakukan pembedaan terhadap rataannya tiap periode waktu (*demeaning*) sehingga terjadi transformasi:

$$y_{ti}^{*} = y_{ti} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} y_{ti} \text{ dan } x_{ti}^{*} = x_{ti} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} x_{ti} \quad \textbf{(14)}$$

Kedua, melakukan regresi dari hasil *demeaning* menjadi

$$y_{ti}^{*} = x_{ti}^{*} \quad + \quad {}_{ti}^{*} \tag{15}$$

Dari persaman **(15)** diperoleh *error* model adalah: $y_{ti}^{*} - x_{ti}^{*} \quad = \quad {}_{ti}^{*}$

Fungsi log *likelihood*-nya adalah:

$$\ln L = -\frac{TN}{2}\ln\left(2 \quad {}^{2}\right) - \frac{1}{2 \quad {}^{2}}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{ti}^{*} - x_{ti}^{*} \quad\right)^{2} \tag{16}$$

Estimasi parameter $\boldsymbol{\beta}$ dan σ^2, yaitu $\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^{*\prime}\mathbf{X}^{*})^{-1}\mathbf{X}^{*\prime}\mathbf{Y}^{*}$ dan $\hat{\sigma}^2 = \left[\left(y_{ti}^{*} - \boldsymbol{x}_{ti}^{*}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\right)'\left(y_{ti}^{*} - \boldsymbol{x}_{ti}^{*}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\right)\right]/TN$. Nilai *fixed effect* adalah $\mu_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{ti}^{*} - \boldsymbol{x}_{ti}^{*}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\right)$. Model lain dijelaskan dalam Elhorst, 2010.

Salah satu asumsi yang diterapkan dalam regresi adalah *error* model mengikuti distribusi Normal $(0,\sigma^2)$. Pada kenyataanya, seringkali dijumpai bahwa sebenarnya *error* tidak berdistribusi Normal $(0,\sigma^2)$ sehingga terjadi mispesifikasi model akibat kesalahan dalam penetapan distribusi *error*. QMLE membantu menguatkan hasil inferensi *maximum likelihood* bila asumsi *error* terlanggar. Metode QMLE merupakan metode estimasi yang dilakukan terhadap variansi-kovariansi parameter model dengan asumsi *error* yang terlanggar. Berdasarkan nilai variansi-kovariansi yang terbentuk disusun inferensi baru untuk menentukan signifikasi estimator parameter model. QMLE masih tetap memanfaatkan metode *maximum likelihood* sebagai dasar, sehingga penghitungan variansi-kovariansi *quasi* juga merupakan nilai-nilai yang dihasilkan dari metode *maximum likelihood*.

Variansi-kovariansi *quasi* dikenal dengan *sandwich covariance* yang merupakan modifikasi dari matriks informasi Fisher (**F(θ)**). *Sandwich covariance* (**S(θ)**) dirumuskan sebagai berikut:

$$\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) \tag{17}$$

dengan $\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta}) = E\left[\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}}\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}'}\right]$ dan $\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}\partial \boldsymbol{\theta}'}\right]$

3. Hasil dan Pembahasan

Pada penelitian ini metode QMLE diaplikasikan pada kasus Laju Pertumbuhan Ekonomi kabupaten/kota di Propinsi Jawa Timur Tahun 2007 – 2009. Variabel respon dalam penelitian ini adalah Laju Pertumbuhan Ekonomi (**LPE**) kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Variabel prediktornya adalah: Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (**TPAK**), Rata – Rata Lama Sekolah (**SKLH**), Persentase Dana Alokasi Umum terhadap Total Penerimaan (**DAU**), Jumlah Industri Besar Sedang (**IBS**). Sumber data adalah publikasi Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur yang diselaraskan dengan publikasi Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan, Kementrian Keuangan Republik Indonesia.

Berikut konsep dan penjelasan dari variabel yang dipergunakan:

- Laju Pertumbuhan Ekonomi (**LPE**), definisi pertumbuhan ekonomi cukup banyak berkembang diantaranya berdasarkan output riil dan output perkapita. Dalam pembahasan ini didasarkan peningkatan output riil suatu wilayah terhadap waktu tertentu. Laju pertumbuhan ekonomi atau produk domestik bruto (PDB/PDRB) atas dasar harga konstan diperoleh dengan mengurangi nilai pada tahun ke n dengan nilai pada tahun ke (n-1) dibagi dengan nilai pada tahun ke (n-1) dikalikan dengan 100 persen.

- Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja **(TPAK)**, rasio jumlah angkatan kerja terhadap jumlah penduduk usia kerja. Satuan data yang digunakan adalah persentase.
- Rata – Rata Lama Sekolah (**SKLH**), sebuah angka yang menunjukkan rata-rata lamanya bersekolah seseorang dari masuk sekolah dasar sampai dengan tingkat pendidikan terakhir. Pada prinsipnya angka ini merupakan transformasi dari bentuk kategorik tingkat pendidikan tertinggi (TPT) menjadi bentuk numerik. Satuan data yang digunakan adalah tahun.
- Dana Alokasi Umum (**DAU**), merupakan dana perimbangan yang diperoleh daerah (dalam hal ini kabupaten/kota) baik dari pemerintah pusat maupun pemerintah provinsi (dalam hal ini pemerintah Provinsi Jawa Timur). Analisa akan dilakukan terhadap persentase DAU terhadap total penerimaan.

  Jumlah Industri Besar dan Sedang (**IBS**), Industri besar adalah perusahaan yang mempunyai pekerja 100 orang atau lebih. Industri sedang adalah perusahaan yang mempunyai pekerja 20 – 99 orang.

Langkah-langkah penghitungan statistik uji QMLE sebagai berikut:

1. Mendefinisikan model panel spasial
   a. Panel *fixed effects* dengan *error* spasial
   $$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \ _t, \text{ dengan } \ _t = \ \mathbf{W} \ _t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \textbf{(18)}$$
   b. Panel *fixed effects* dengan *lag* spasial
   $$\mathbf{y}_t = \ \mathbf{W}\mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \textbf{(19)}$$
2. Membentuk fungsi likelihood dan log likelihood panel spasial

a. Panel *fixed effects* dengan *error* spasial
$$L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2) = (2\ \ ^2)^{-\frac{NT}{2}} \exp\left[-\tfrac{1}{2\ ^2}\boldsymbol{\varepsilon}_t{}'\boldsymbol{\varepsilon}_t\right]\left|\mathbf{I} - \ \mathbf{W}\right|^T$$
dengan $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\mathbf{I} - \ \mathbf{W})(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})$

b. Panel *fixed effects* dengan *lag* spasial
$$L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2) = (2\ \ ^2)^{-\frac{NT}{2}} \exp\left[-\tfrac{1}{2\ ^2}\boldsymbol{\varepsilon}_t{}'\boldsymbol{\varepsilon}_t\right]\left|\mathbf{I} - \ \mathbf{W}\right|^T$$
dengan $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\mathbf{I} - \ \mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}$

3. Mencari turunan pertama dari fungsi log *likelihood.* Mencari nilai yang memaksimumkan fungsi log *likelihood* dengan cara menyamakan dengan nol turunan dari fungsi log *likelihood*, $\partial \ln L(\boldsymbol{\theta}) / \partial\boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}$

a. Panel *fixed effects* dengan *error* spasial
$$\frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0}, \frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\ } = 0, \text{ dan } \frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\ ^2} = 0$$

b. Panel *fixed effects* dengan *lag* spasial
$$\frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0}, \frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\ } = 0, \text{ dan } \frac{\partial \ln L(\ ,\boldsymbol{\beta},\ ^2)}{\partial\ ^2} = 0$$

4. Penghitungan statistik uji QMLE

a. Bentuk matriks *sandwich covariance*, **S(θ)**
$$\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})$$
dengan $\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta}) = E\left[\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial\boldsymbol{\theta}}\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial\boldsymbol{\theta}'}\right]$ dan $\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}'}\right]$

b. Hitung standard error estimator

$$\mathbf{se}_q = \sqrt{diagonal\left[\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta})\right]}$$

c. Hitung statistik uji t untuk estimator

$$\mathbf{t}_q = \frac{\boldsymbol{\beta}_k}{\mathbf{se}_q}$$

Selanjutnya, dari tahapan diatas akan dibuat suatu algoritma komputasi untuk menjawab permasalah kedua, algoritma ini akan disusun dalam suatu fungsi dengan program R yang diintegrasikan dalam sebuah *Graphical User Interface* atau antar muka grafis untuk membantu mempermudah proses estimasi regresi panel spasial.

Langkah-langkah analisis data:

1. Input data (**y**, **X**, **W**)
2. Lakukan pengujian untuk menentukan apakah penambahan efek panel dalam data diperlukan dibanding dengan regresi linier sederhana
   a. Fitting model OLS
   b. Fitting model fixed effects
   c. Uji efek panel dalam data
      H_0: tidak terdapat efek panel
      H_1: terdapat efek panel
   d. Hitung statistik uji F
   e. Keputusan tolak H0 jika statistik uji F lebih besar dari F-tabel
3. Jika efek panel signifikan, estimasi parameter untuk model panel dengan maximum likelihood untuk menentukan variabel yang signifikan.
4. Lakukan estimasi parameter untuk model panel spasial dengan variabel yang diperoleh dari langkah (3)
5. Lakukan pengujian asumsi kenormalan pada residual dari model yang diperoleh pada langkah (4)
6. Jika (5) mengindikasikan bahwa residual berdistribusi normal maka lakukan pengujian dengan *maximum likelihood*. Jika (5) mengindikasikan bahwa residual tidak berdistribusi normal maka lakukan pengujian dengan *quasi-maximum likelihood.*

Dari persamaan **(18)** dan **(19)**, estimasi parameter panel spasial sebagai berikut:

1. Panel dengan *lag* spasial:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}_t{}'\mathbf{X}_t\right)^{-1}\left(\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)\mathbf{X}_t{}'\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}\right)$$

$$T\left(tr\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)\right)^{-1}\mathbf{W} = \frac{1}{\ \ ^2}\left(\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left(\mathbf{W}\mathbf{y}_t\right)$$

$$\hat{\ }^2 = \frac{1}{NT}\left[\left(\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left(\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

$$\hat{\mu}_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \hat{\ }\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt} - \mathbf{X}_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)$$

2. Panel dengan *error* spasial:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left[\left(\mathbf{X}_t{}'\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)'\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)\mathbf{X}_t\right)\right]^{-1}\left[\mathbf{X}_t{}'\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)'\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t + \boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

$$T\left(tr\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)^{-1}\right)\mathbf{W} = \frac{1}{\ \ ^2}\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left(\mathbf{I}- \quad \mathbf{W}\right)'\mathbf{W}\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)$$

$$\hat{\ }^{2} = \frac{1}{NT}\left[(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})'(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W})'(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W})(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu})\right]$$

$$\hat{\ }_i = \tfrac{1}{T}\sum\nolimits_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \mathbf{X}_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)$$

Estimasi matriks *sandwich covariance* melalui prosedur perograman berorientasi objek didasarkan pada fungsi estimasi [15]. Fungsi estimasi $\psi(.)$ merupakan fungsi objektif yang merepresentasikan variabel respon ($\mathbf{y}$), variabel prediktor ($\mathbf{X}$) dan parameter ($\boldsymbol{\theta}$) yang diestmasi. Fungsi objektif yang dimaksud adalah fungsi log *likelihood*. Secara sederhana diperoleh estimator $\boldsymbol{\theta}$ yang didefinisikan dengan:

$$\Psi(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta}) = \frac{\partial \Psi(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}}$$

Nilai $\Psi(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})$ merupakan turunan fungsi estimasi terhadap parameter yang diestimasi. Turunan kedua dari fungsi estimasi $\Psi'(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})$ adalah matriks Hessian dari estimator. Estimasi matriks *bread* biasanya dilakukan menggunakan matriks Hessian, $\mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = \left(\mathrm{E}\left[-\Psi'(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})\right]\right)$. Estimator untuk matriks *bread* adalah: $\hat{B} = \left(\frac{1}{NT}\sum\nolimits_{i=1}^{N}\sum\nolimits_{t=1}^{T} -\Psi'(y_{it}, X_{it}, \boldsymbol{\theta})\right)^{-1}$. Ekstraksi fungsi estimasi empiris yang dihasilkan dari *fitting model*.

$$\begin{pmatrix} \Psi\left(y_{11}, \mathbf{X}_{k11}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \\ \Psi\left(y_{12}, \mathbf{X}_{k12}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \\ \vdots \\ \Psi\left(y_{NT}, \mathbf{X}_{kNT}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right) \end{pmatrix}$$

Estimasi matriks *meat* adalah $M(\boldsymbol{\theta}) = VAR\left[\Psi(\mathbf{y}, \mathbf{X}, \boldsymbol{\theta})\right]$ yang diestimasi dengan melakukan perkalian matriks estimasi fungsi: $\hat{M} = \frac{1}{NT}\sum\nolimits_{i=1}^{N}\sum\nolimits_{t=1}^{T}\left(\Psi\left(y_{it}, X_{kit}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right)\right)\left(\Psi\left(y_{it}, X_{kit}, \hat{\boldsymbol{\theta}}\right)\right)^{\mathrm{T}}$.

Berdasarkan penjelasan diatas dapat disusun prosedur penghitungan statistik uji dengan QMLE untuk regresi panel spasial sebagai berikut:

1. Menentukan bentuk umum model panel spasial sebagaimana persamaan **(18)** dan **(19)**.
2. Lakukan estimasi parameter dengan metode *maximum likelihood*
3. Susun matriks fungsi estimasi
4. Estimasi mastriks *meat*
5. Estimasi matriks *bread*
6. Estimasi matriks *sandwich covariance*

$$\widehat{sandwich} = \begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} & \cdots & S_{0k} \\ S_{10} & S_{11} & \cdots & S_{1k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{k0} & S_{k1} & \cdots & S_{kk} \end{bmatrix}$$

S_{00} adalah variansi *quasi* untuk koefisien spasial, sedangkan S_{pp} adalah variansi *quasi* untuk koefisien regresi dengan $p = 1, 2, \ldots, k$.

7. Hitung *standard error* estimator parameter
   Diagonal matriks *sandwich* adalah variansi estimator parameter. Akar dari diagonal matriks *sandwich* adalah *standard error* estimator ($\mathbf{se}_q$).
   $$\mathbf{se}_q = \sqrt{diagonal\left[\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta})\right]}$$
8. Hitung statistik uji $\mathbf{t}_q$
   $$\mathbf{t}_q = \frac{\text{estimator parameter}}{\text{standard error } (\mathbf{se}_q)}$$
9. Hitung *p-value* tiap uji statistik
   $$p\_value = 2 * \left(1 - prob\left(x \geq \left|\mathbf{t}_q\right|\right)\right)$$

Identifikasi adanya efek panel dalam data dilakukan melalui uji F. Hasil identifikasi signifikansi efek panel dibandingkan regresi linier sederhana untuk empat variabel prediktor.sebagai berikut:

H_0 : *tidak terdapat efek panel*
H_1 : *terdapat efek panel*
Statistik uji F = 15.18575 p-Value = < 2.2 x 10^{-16}

Nilai F-tabel diperoleh 1.5755, lebih kecil dari nilai statistik uji maka disimpulkan bahwa terdapat efek panel dalam data. Sehingga penggunaan regresi panel *fixed effects* lebih baik dibandingkan dengan penggunaan regresi linier sederhana pada data dengan empat variabel prediktor.

Table 1. Nilai estimasi parameter regresi panel dengan empat variabel prediktor

Model	**Nilai**	**TPAK**	**SKLH**	**DAU**	**IBS**
Fixed individual effects	Koefisien	0.0088	0.4379	0.1040	0.0042
	Stat. Uji (t)	0.2008	2.0087	6.7902	0.6081
	p-value	0.8415	0.0483*	2.69 x 10^{-9}*	0.5450
Fixed time effects	Koefisien	-0.0454	-0.0211	-0.0241	-0.0004
	Stat. Uji (t)	-1.5287	-0.2086	-1.0911	-0.4816
	p-value	0.1293	0.8352	0.2777	0.6311
Fixed individual and time effects	Koefisien	0.0414	0.3824	-0.0120	0.0034
	Stat. Uji (t)	1.0389	1.9552	-0.4109	0.5522
	p-value	0.3024	0.0546	0.6824	0.5826

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Pengujian terhadap estimator koefisien regresi panel dilakukan untuk mengetahui signifikansinya pada model. Tabel 1 menunjukkan bahwa koefisien regresi panel yang signifikan hanya variabel SKLH dan DAU untuk model panel *fixed individual effects* karena absolut nilai statistik ujinya lebih besar dari nilai t-tabel sebesar 1.98118 (dan p-value lebih kecih dari taraf signifikansi uji sebesar 5%). Pengujian kenormalan residual dilakukan sebagai berikut:

H_0 *: Residual model mengikuti distribusi normal*
H_1 *: Residual model tidak mengikuti distribusi normal*
Nilai tabel Kolmogorv-Smirnov = 0.1273757
Taraf signifikansi uji = 5%

Ditunjukkan dalam Tabel 2, menunjukkan bahwa model panel *fixed time effects* memiliki residual yang tidak mengikuti distribusi normal karena nilai statistik uji Kolmogorov-

Smirnov = 0.2202, lebih besar dari nilai tabel Kolmogorov-Smirnov. Nilai statistik uji untuk *fixed individual effects* = 0.0337 dan *fixed individual and time effects* = 0.0822, lebih kecil dari nilai tabel Kolmogorov-Smirnov, sehingga disimpulkan bahwa residual kedua model, *fixed individual effects* dan *fixed time and individual effects*, mengikuti distribusi normal.

Tabel 2. Nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov dan p-value dari residual panel *fixed effects*

Model	**Statistik Uji**	**p-Value**
Fixed individual effects	**0.0337**	**0.9995**
Fixed time effects	**0.2202**	**3.15 x 10-5**
Fixed individual and time effects	**0.0822**	**0.4242**

Pengujian estimator koefisien regresi model *fixed time effects* bisa dilakukan menggunakan QMLE. Nilai statistik uji dan p-value disajikan pada Tabel 3. Hasil pengujian terhadap signifikansi estimator menunjukkan bahwa variabel yang signifikan adalah TPAK dan DAU. Nilai statistik uji masing-masing adalah -3.4 dan -56.8 (nilai absolute keduanya masih lebih besar dari t-tabel, 1.98118).

Tabel 3. Nilai statituk uji dan p-value QMLE panel *fixed time effects* dengan empat variabel prediktor

Variabel	**Estimator**	**Statistik uji**	**p-Value**
TPAK	-0.0454	-3.4003	0.0009*
SKLH	-0.0211	-0.4893	0.6256
DAU	-0.0241	-56.7674	0.0000*
IBS	-0.0004	-0.0353	0.9719

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Identifikasi model panel menunjukkan dua model yang memiliki setidaknya satu variabel signifikan didalamnya. Pertama, regresi panel *fixed individual effects* dengan variabel prediktor SKLH dan DAU. Kedua, regresi panel *fixed time effects* dengan variabel prediktor TPAK dan DAU. Tabel 4 menyajikan nilai estimasi parameter dari panel fixed individual effects dengan interaksi spasial.

Tabel 4. Nilai estimasi parameter panel *fixed individual effects* dengan interaksi spasial

Model	**Nilai**	**Spasial**	**SKLH**	**DAU**
Lag Spasial	Koefisien	0.2198	0.4160	0.0779
	Stat. Uji (t)	2.3118	2.4592	5.4840
	p-value	2.26 x 10-2*	1.54 x 10-2*	2.57 x 10-7*
Error Spasial	Koefisien	-0.1058	0.4585	0.1096
	Stat. Uji (t)	-0.9190	2.6569	9.8748
	p-value	0.3601	0.0090*	0.0000*

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Tabel 5 menunjukkan nilai estimasi parameter dan statistik uji panel *fixed time effects* dengan interaksi spasial (*lag* dan *error*).

Table 5. Hasil estimasi parameter regresi panel *fixed time effects* dengan interaksi spasial

Model	Nilai	Spasial	TPAK	DAU
	Koefisien	-0.1970	-0.0470	-0.0167
Lag Spasial	Stat. Uji (t)	-1.7544	-1.8664	-1.1052
	p-value	0.0821	0.0646	0.2714
	Koefisien	-0.2187	-0.0399	-0.0215
Error Spasial	Stat. Uji (t)	-1.9053	-1.6997	-1.4495
	p-value	0.0593	0.0919	0.1500

** : variabel prediktor yang signifikan terhadap model*

Hal pengujian signifikansi estimator koefisien regresi model ditunjukkan oleh absolut nilai statistik uji seluruh estimator pada Tabel 5 kurang dari nilai t-tabel.

Untuk menentukan model terbaik digunakan *mean square error* (MSE) sebagaimana Tabel 6.

Tabel 6. *Mean Square Error* (MSE) model panel *fixed effects* dengan interaksi spasial

Model	Mean Square Error
Fixed Individual Effects dengan *Lag* Spasial	0.1756
Fixed TimeEffects dengan *Lag* Spasial	1.4095
Fixed Time Effects dengan *Error* Spasial	1.4640

Tabel 6 menujukkan MSE model panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial = 0.1756 adalah terkecil. Sehingga ditetapkan model panel spasial terbaik untuk kasus laju pertumbuhan ekonomi (LPE) kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur tahun 2007-2009 adalah panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial yang terdiri atas dua variabel prediktor, yaitu: rata-rata lama sekolah (SKLH) dan persentase dana alokasi umum (DAU). Persamaannya disusun sebagai berikut:

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.2198\sum_{j=1}^{N} w_{ij} LPE_{jt} + 0.4160 SKLH_{it} + 0.0779 DAU_{it} + Efek_i$$

4. Kesimpulan

1. Penghitungan statistik uji dengan metode QMLE didasarkan pada fungsi objektif maximum likelihood, yaitu: *likelihood* atau log *likelihood error model*. Selanjutnya dibentuk fungsi estimasi yang menjadi dasar pembentukan matriks *meat*. Sedangkan matriks *bread* didasarkan pada hasil fitting model dengan metode maximum likelihood. Dengan kedua matriks tersebut dibentuk matrik variansi-kovariansi yang dikenal dengan *sandwich covariance*. Statitik uji **t** diperoleh dengan membagi nilai koefisien regresi panel spasial dengan akar diagonal matriks *sandwich covariance* yang bersesuaian.
2. Model regresi panel spasial yang terbaik adalah panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial. Variabel prediktornya adalah rata-rata lama sekolah (SKLH) dan persentase dana alokasi umum (DAU).

Daftar Pustaka

[1] Baltagi, BH., 2005, *Econometrics Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons,

Chichester
[2] Gujarati, D., 2004, *Basic Econometrics*, McGraw Hill, New York
[3] LeSage, J.P., 1999, *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, Dept. of Economics University of Toledo
[4] Lee, LF., 2004, “Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models”, *Econometrica*, Vol. 72, No. 6 (November 2004), 1899-1925
[5] Kuan, Chung-Ming, (2004), *Introduction To Econometric Theory*, Institute of Economics, Academia Sinica
[6] Hao, Q. (2008), “Review on Spatial Econometric Analysis”, *International Seminar on Future Information Technology and Management Engineering 2008*
[7] Ghosh, G. & Carriazo, F. (2009), “A Comparison of Three Methods of Estimation in the Context of Spatial Modeling”, *FCN Working Paper* No. 9/2009, Aachen, Germany
[8] Yang, Z.L. (2006), “Quasi-Maximum Likelihood Estimation for Spatial Panel Data Regressions” didownload www.mysmu.edu/faculty/zlyang/SubPages/Working%20Paper/, tanggal 19 Oktober 2011
[9] Drapper, N.R. & Smith, H. (1998), *Applied Regression Analysis 3rd Edition*, John Wiley and Sons, Inc., Canada
[10] Griffith, D.A. & Paelinck, J.H.P. (2011), *Non-standard Spatial Statistics and Spatial Econometrics*, Springer, Berlin, Germany
[11] Miller, H.J. (2004), “Tobler's First Law and Spatial Analysis”, *Annals of the Association of American Geographers*, 94:2, 284 — 289
[12] Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht
[13] Casella, G. & Berger, R.L. (2002), *Statistical Inference*, Duxbury, California
[14] Elhorst, J.P. (2010), Spatial Panel Data Models. In Fischer MM, Getis A (Eds) *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Ch. C.2. Berlin Heidelberg New York : Springer
[15] Zeileis, A. (2006), “Object-oriented Computation of Sandwich Estimators”, didownload dari http://cran.r-project.org/web/packages/sandwich, tanggal 6 November 2011

QUASI-MAXIMUM LIKELIHOOD UNTUK REGRESI PANEL SPASIAL

YULIAN SARWO EDI
NRP. 1310201701

Seminar Tesis
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya

Pembimbing:
Dr. rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

12 Januari 2012

1. Pendahuluan
2. Tinjauan Pustaka
3. Metodologi
4. Hasil dan Pembahasan
5. Kesimpulan dan Saran
6. Daftar Pustaka
7. Antarmuka Grafis *(GUI)*

Latar belakang penelitian panel spasial

- Penggunaan data panel lebih komprehensif dibanding data *cross section* atau *time series*
- Penelitian dilakukan pada beberapa lokasi sehingga memungkinkan adanya interaksi spasial dapat saja terjadi dalam data
- Asumsi *error* berdistribusi normal $(0,\sigma^2)$ yang terkadang dilanggar (atau tidak terpenuhi)
- Transformasi data
- Penambahan jumlah data

- Pengambilan keputusan menjadi tidak tepat karena mispesifikasi distribusi *error* yang tidak memenuhi asumsi
- *Quasi-Maximum Likelihood Estimation* (QMLE) memberikan kekuatan tambahan dalam pengambilan keputusan pada saat asumsi *error* terlanggar
- Dikembangkan untuk spasial oleh Lee, 2004
- Dikembangkan untuk panel spasial oleh Yang, 2006

Permasalahannya adalah:

- Bagaimana algoritma penghitungan statistik uji dengan metode QMLE
- Bagaimana model panel spasial laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur

Tujuan penelitian adalah:

- Menyusun algoritma penghitungan statistik uji dengan metode QMLE
- Menyusun model panel spasial laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur

Manfaat yang ingin dicapai adalah:

- Dimanfaatkan sebagai dasar kebijakan untuk mempertahankan bahkan meningkatkan laju pertumbuhan ekonomi wilayah
- Mengetahui wilayah lain yang berpengaruh dalam laju pertumbuhan ekonomi suatu wilayah
- Pengembangan metode analisa data di Badan Pusat Statistik

Batasan penelitian adalah:

- Model panel spasial yang digunakan adalah *fixed effects* dengan *lag* spasial dan *error* spasial
- Variabel yang digunakan adalah LPE, TPAK, SKLH, DAU dan IBS
- Periode data penelitian adalah tahun 2007 hingga 2009
- Lokasi data penelitian adalah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur

Bentuk umum regresi linier sederhana:

$$y_i = {}_0 + {}_1X_{1i} + {}_2X_{2i} + \cdots + {}_kX_{ki} + {}_i \qquad (1)$$

Bentuk umum regresi panel:

$$y_{ti} = {}_0 + {}_1X_{1ti} + {}_2X_{2ti} + \cdots + {}_kX_{kti} + {}_{ti} \qquad (2)$$

dengan

y_i	: variabel respon amatan ke-i
X_{ki}	: variabel prediktor ke-k
β_k	: koefisien regresi ke-k
i	: objek observasi, i = 1, 2, …, n
k	: jumlah variabel prediktor
ε	: *error* model
t	: waktu pengamatan, t = 1, 2, …, T

Bentuk umum regresi spasial:

$$\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}_1\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \text{ dengan } \mathbf{u} = \lambda\mathbf{W}_2\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \qquad (3)$$

dengan

$\mathbf{W}_1$ $\mathbf{W}_2$: bobot spasial, selanjutnya $\mathbf{W}_1 = \mathbf{W}_2 = \mathbf{W}$
ρ : koefisien *lag* spasial
λ : koefisien *error* spasial
$\mathbf{u}$: *disturbance vector*

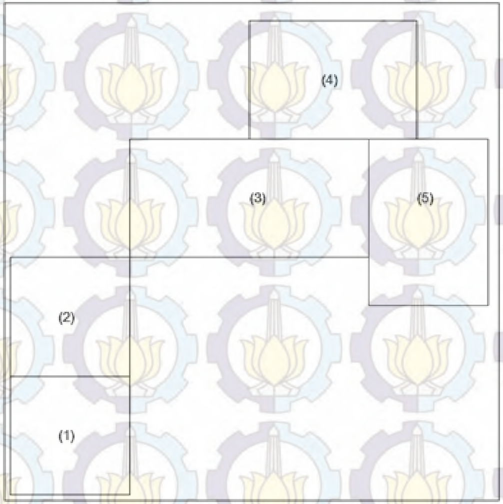
Kemungkinan model yang terbentuk dari persamaan 3:

Model	Linier Sederhana	SAR	SEM	SARMA
ρ = 0	Ya	Tidak	Ya	Tidak
λ = 0	Ya	Ya	Tidak	Tidak

Bobot Spasial:

Didekati dengan prinsip kedekatan (Tobler, 1970)

- Ketersinggungan (*Contiguity*)
- Jarak (*Distance*)



Ketersinggungan:

- Linier
- Rook
- Bishop
- Queen

Estimasi Maximum Likelihood untuk Spasial

Dari persamaan 3:

$$\mathbf{u} = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X\beta} \rightarrow (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} = \mathbf{X\beta} + \mathbf{u}$$

$$\mathbf{u} = \lambda\mathbf{Wu} + \boldsymbol{\varepsilon} \rightarrow (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})\mathbf{u} = \boldsymbol{\varepsilon} \rightarrow \mathbf{u} = (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}$$

Diperoleh *error* model:

$$(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} = \mathbf{X\beta} + (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}$$

$$(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X\beta} = (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}$$

$$(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})\left[(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{X\beta}\right] = \boldsymbol{\varepsilon} \qquad (4)$$

Fungsi likelihood:

$$L(\ \ ,\ \ ,\boldsymbol{\beta},\ \ ^{2}) = (2\ \ )^{-\frac{n}{2}}(\ \ ^{2})^{-\frac{n}{2}}\left|\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W}\right|\left|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}\right|\exp\left[-\frac{1}{2\ \ ^{2}}\boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon}\right] \qquad (5)$$

Estimasi Parameter Panel dan Spasial

Persamaan umum regresi panel *fixed effects*:

$$y_{ti} = x_{ti} \quad + \quad {}_{i} + \quad {}_{ti} \qquad (6)$$

Demeaning process:

$$y_{ti}^{*} = y_{ti} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_{ti} \text{ dan } x_{ti}^{*} = x_{ti} - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_{ti}$$

$$y_{ti}^{*} = x_{ti}^{*} \quad + \quad {}_{ti}^{*} \longrightarrow \quad {}_{ti}^{*} = y_{ti}^{*} - x_{ti}^{*}$$

Log Likelihood Function:

$$\ln L = -\frac{TN}{2}\ln\left(2 \quad {}^{2}\right) - \frac{1}{2 \quad {}^{2}}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{ti}^{*} - x_{ti}^{*} \quad\right)^{2}$$

Estimator:

$$\hat{} = \left(\mathbf{X}^{*}{}'\mathbf{X}^{*}\right)^{-1}\mathbf{X}^{*}{}'\mathbf{Y}^{*} \qquad \hat{}^{2} = \left[\left(y_{it}^{*} - x_{it}^{*}\,\hat{}\right)'\left(y_{it}^{*} - x_{it}^{*}\,\hat{}\right)\right]\Big/ NT \qquad \hat{}_{i} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it}^{*} - x_{it}^{*}\,\hat{}\right)$$

Quasi-Maximum Likelihood Estimation

- Asumsi *error* berdistribusi normal
- Transformasi data
- Perbesaran jumlah sampel atau data
- Quasi-maximum likelihood
- Sandwich covariance

$$\mathbf{S}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{F}^{-1}(\boldsymbol{\theta})$$

dengan

$$\mathbf{M}(\boldsymbol{\theta}) = E\left[\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}'}\right] \qquad \mathbf{F}(\boldsymbol{\theta}) = -E\left[\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'}\right]$$

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah:

- ***Variabel respon***
  - Laju Pertumbuhan Ekonomi (LPE)
- ***Variabel prediktor***
  - Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK)
  - Rata-rata Lama Sekolah (SKLH)
  - Dana Alokasi Umum (DAU)
  - Jumlah Industri Besar dan Sedang (IBS)

Sumber data adalah publikasi BPS Provinsi Jawa Timur yang diselaraskan dengan publikasi Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan, Kementrian Keuangan Republik Indonesia

- Definisikan model panel spasial

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \quad_t, \text{ dengan } \quad_\text{t} = \quad \mathbf{W} \quad_\text{t} + \boldsymbol{\varepsilon}_\text{t}$$

$$\mathbf{y}_t = \quad \mathbf{W}\mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

- Bentuk fungsi *likelihood* atau log *likelihood*

$$L\left(\quad, \boldsymbol{\beta}, \quad ^2 \right) = \left(2 \quad ^2 \right)^{-\frac{NT}{2}} \exp\left[-\tfrac{1}{2 \quad ^2} \boldsymbol{\varepsilon}_t{}' \boldsymbol{\varepsilon}_t \right] \left| \mathbf{I} - \quad \mathbf{W} \right|^T$$

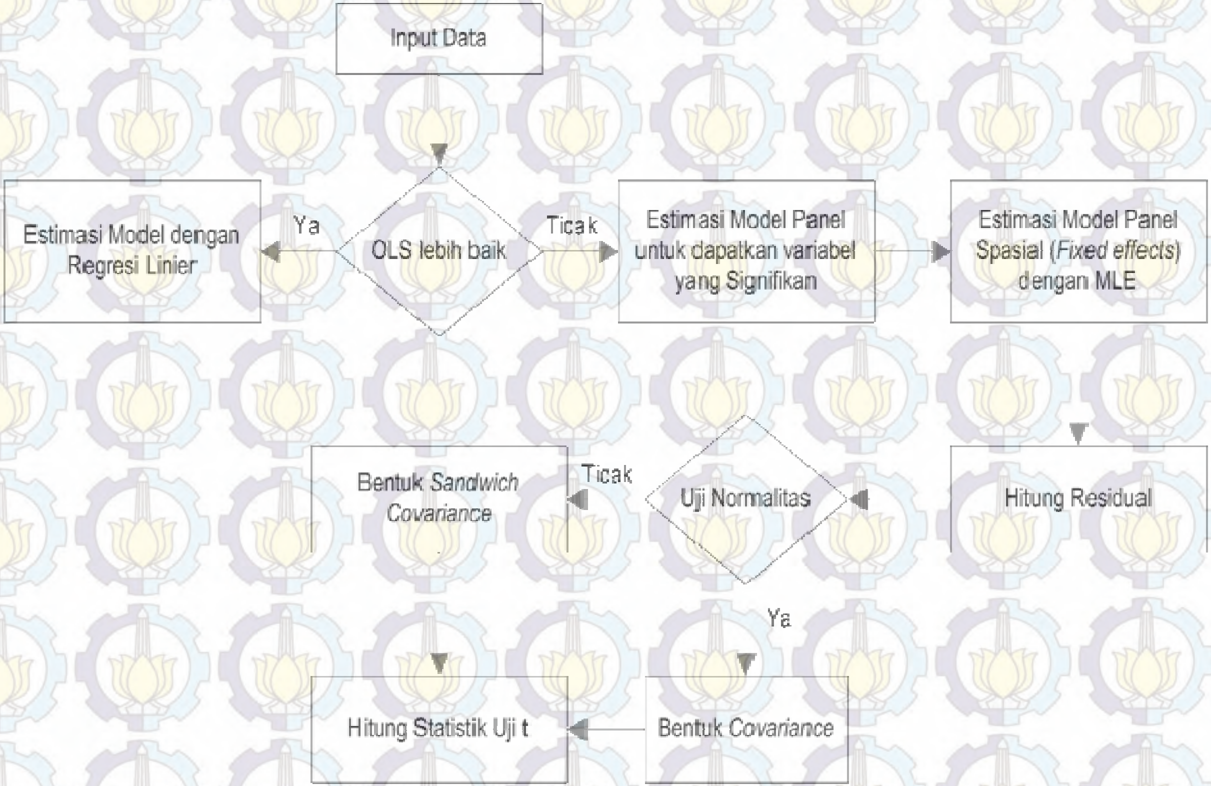
$$L\left(\quad, \boldsymbol{\beta}, \quad ^2 \right) = \left(\frac{1}{2 \quad ^2} \right)^{-\frac{NT}{2}} \left| \mathbf{I} - \quad \mathbf{W} \right|^T - \frac{1}{2 \quad ^2} \exp[\quad_t{}' \quad_t]$$

- Estimasi parameter panel spasial dengan MLE

$$\partial \ln L(\boldsymbol{\theta}) / \partial \boldsymbol{\theta} = \mathbf{0}$$

- Bentuk matriks *sandwich covariance*, **S(θ)**
- Hitung standard error estimator, sqrt(diag **S(θ)**)
- Hitung statistik uji QMLE, **t** = [estimator]/[standard error estimator]

Metode Analisis Panel Spasial



$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \quad_t \text{, dengan } \quad_{\mathrm{t}} = \quad \mathbf{W} \quad_{\mathrm{t}} + \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathrm{t}} \qquad (7)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{\mathrm{t}} = \left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right) \quad_{\mathrm{t}} = \left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)$$

$$L\left(\quad ,\boldsymbol{\beta}, \quad ^2\right) = \left(2 \quad\quad ^2\right)^{-\frac{NT}{2}} \exp\left[-\tfrac{1}{2 \quad ^2}\boldsymbol{\varepsilon}_t{}'\boldsymbol{\varepsilon}_t\right]\left|\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right|^T$$

$$\ln L\left(\quad ,\boldsymbol{\beta}, \quad ^2\right) = -\frac{NT}{2}\ln\left(2 \quad\right) - \frac{NT}{2}\ln\left(\quad ^2\right) + T\ln\left|\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right| - \tfrac{1}{2 \quad ^2}\left[\left(\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right)'\left(\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right)\right]$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left[\left(\mathbf{X}_t{}'\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)'\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)\mathbf{X}_t\right)\right]^{-1}\left[\mathbf{X}_t{}'\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)'\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t + \boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

$$T\left(tr\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)^{-1}\right)\mathbf{W} = \frac{1}{\quad ^2}\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)'\mathbf{W}\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)$$

$$\hat{\quad}^2 = \frac{1}{NT}\left[\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)'\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)\left(\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

$$\hat{\quad}_i = \tfrac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \mathbf{X}_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)$$

$$\mathbf{y}_t = \quad \mathbf{W}\mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \qquad (8)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{y}_t - \quad \mathbf{W}\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu} = \left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}$$

$$L(\quad, \boldsymbol{\beta}, \quad ^2) = \left(\frac{1}{2 \quad ^2}\right)^{-\frac{NT}{2}} |\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}|^T - \frac{1}{2 \quad ^2}\exp[\quad _t{}' \quad _t]$$

$$\ln L(\quad, \boldsymbol{\beta}, \quad ^2) = -\tfrac{NT}{2}\ln(2 \quad) - \tfrac{NT}{2}\ln(\quad ^2) + T\ln|\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}| - \frac{1}{2 \quad ^2}\left[\left((\mathbf{I} - \quad \mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left((\mathbf{I} - \quad \mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

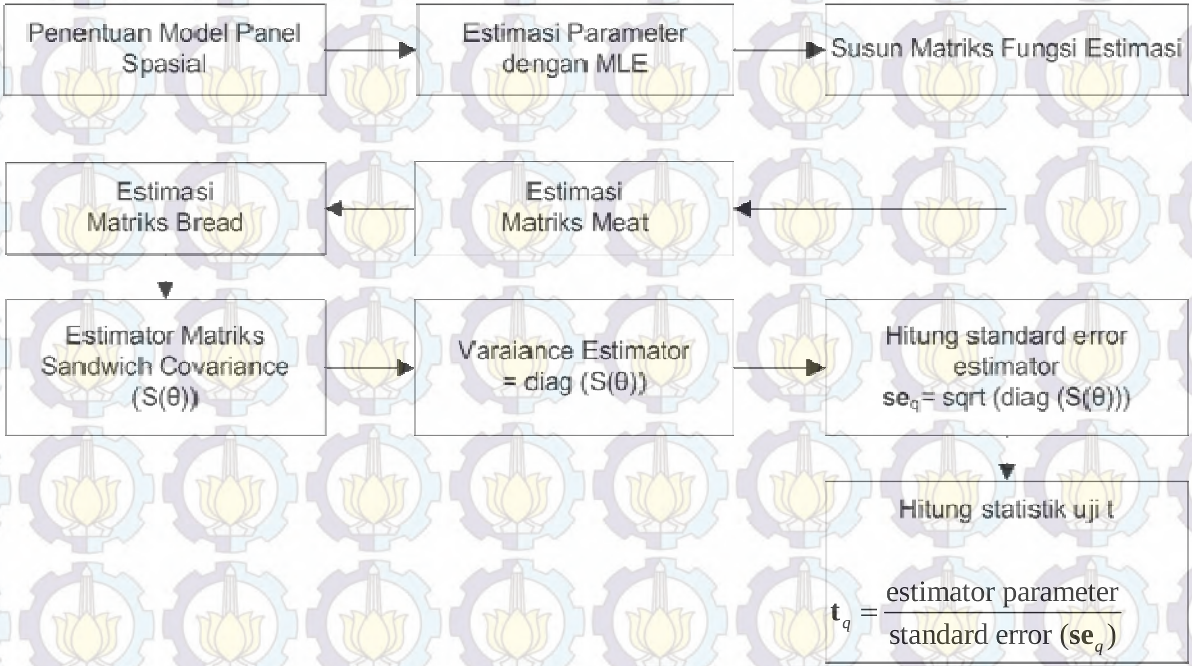
$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}_t{}'\mathbf{X}_t\right)^{-1}\left((\mathbf{I} - \quad \mathbf{W})\mathbf{X}_t{}'\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}\right)$$

$$T\left(tr\left(\mathbf{I} - \quad \mathbf{W}\right)^{-1}\right)\mathbf{W} = \frac{1}{\quad ^2}\left((\mathbf{I} - \quad \mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'(\mathbf{W}\mathbf{y}_t)$$

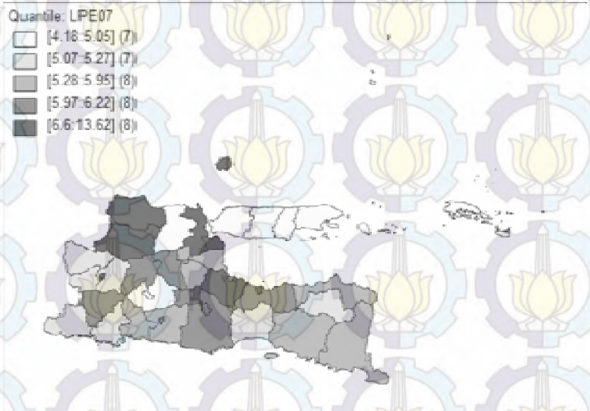
$$\hat{\ }^2 = \frac{1}{NT}\left[\left((\mathbf{I} - \quad \mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)'\left((\mathbf{I} - \quad \mathbf{W})\mathbf{y}_t - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\mu}\right)\right]$$

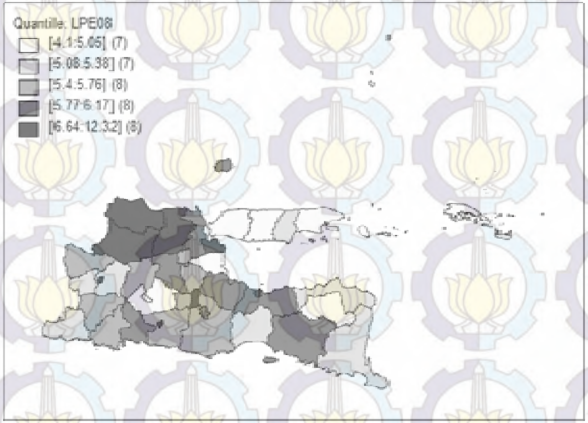
$$\hat{\mu}_i = \tfrac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \hat{\ }\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt} - \mathbf{X}_{it}\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)$$

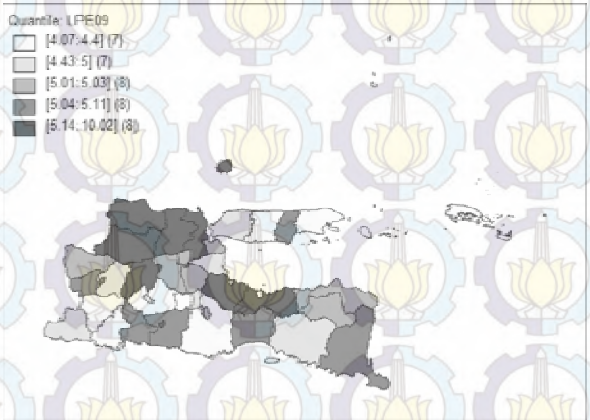
Penghitungan Satatistik Uji - 2

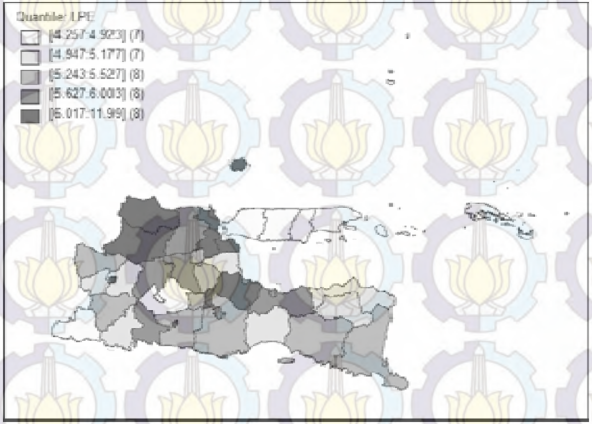


Analisis Laju Pertumbuhan Ekonomi Jawa Timur - 1









Analisis Laju Pertumbuhan Ekonomi Jawa Timur - 2

Table 1. **Nilai estimasi parameter regresi panel dengan empat variabel prediktor**

Model	Nilai	TPAK	SKLH	DAU	IBS
Fixed individual effects	Koefisien	0.0088	0.4379	0.1040	0.0042
	Stat. Uji (t)	0.2008	2.0087	6.7902	0.6081
	p-value	0.8415	0.0483*	$2.69 \times 10^{-9*}$	0.5450
Fixed time effects	Koefisien	-0.0454	-0.0211	-0.0241	-0.0004
	Stat. Uji (t)	-1.5287	-0.2086	-1.0911	-0.4816
	p-value	0.1293	0.8352	0.2777	0.6311
Fixed individual and time effects	Koefisien	0.0414	0.3824	-0.0120	0.0034
	Stat. Uji (t)	1.0389	1.9552	-0.4109	0.5522
	p-value	0.3024	0.0546	0.6824	0.5826

Kolmogorov-Smirnov test

Fixed individual effects	0.0337
Fixed time effects	0.2202
Fixed individual and time effects	0.0822
Nilai tabel Kolmogorv-Smirnov	*0.1274*

Tabel 2. Nilai statituk uji dan p-value QMLE panel *fixed time effects*

Variabel	Estimator	Statistik uji	p-Value
TPAK	-0.0454	-3.4003	0.0009*
SKLH	-0.0211	-0.4893	0.6256
DAU	-0.0241	-56.7674	0.0000*
IBS	-0.0004	-0.0353	0.9719

Analisis Laju Pertumbuhan Ekonomi Jawa Timur - 2

Tabel 3. Nilai estimasi panel *fixed individual effects*

FIXED INDIVIDUAL EFFECTS

Variabel	Estimator	Statistik uji	p-Value
SKLH	0.4391	2.0394	0.0450^{*}
DAU	0.1036	6.9095	$1.45 \times 10^{-9*}$

nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov = 0.0534 (dengan p-value = 0.9013)

Tabel 4. Nilai estimasi parameter panel *fixed individual effects*

Model	Nilai	Spasial	SKLH	DAU
Lag Spasial	Koefisien	0.2198	0.4160	0.0779
	Stat. Uji (t)	2.3118	2.4592	5.4840
	p-value	2.26 x 10-2*	1.54 x 10-2*	2.57 x 10-7*
Error Spasial	Koefisien	-0.1058	0.4585	0.1096
	Stat. Uji (t)	-0.9190	2.6569	9.8748
	p-value	0.3601	0.0090*	0.0000*

Nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov panel *fixed individual effects* dengan *lag* spasial sebesar 0.0524 dan *error* spasial sebesar 0.0488

Analisis Laju Pertumbuhan Ekonomi Jawa Timur - 2

Tabel 5. Nilai estimasi panel *fixed time effects*

Variabel	Estimator	Statistik uji	p-Value
TPAK	-0.0443	-1.6919	0.0935
DAU	-0.0161	-1.0220	0.3090

nilai statistik uji Kolmogorov-Smirnov = 0.2231 (dengan p-value = 2.36 x 10^{-5})

FIXED TIME EFFECTS

Tabel 6. Nilai estimasi QMLE panel *fixed time effects*

Variabel	Estimator	Statistik uji	p-Value
TPAK	-0.0443	-18.6056	0.0000*
DAU	-0.0161	-49.2905	0.0000*

Table 7. Hasil estimasi parameter regresi panel *fixed time effects*

Model	Nilai	Spasial	TPAK	DAU
Lag Spasial	Koefisien	-0.1970	-0.0470	-0.0167
	Stat. Uji (t)	-1.7544	-1.8664	-1.1052
	p-value	0.0821	0.0646	0.2714
Error Spasial	Koefisien	-0.2187	-0.0399	-0.0215
	Stat. Uji (t)	-1.9053	-1.6997	-1.4495
	p-value	0.0593	0.0919	0.1500

Kolmogorov-Smirnov test

Lag Spasial	0.2267	1.63 x 10^{-5}
Error Spasial	0.2197	3.31 x 10^{-5}

Analisis Laju Pertumbuhan Ekonomi Jawa Timur - 2

Tabel 8. Nilai estimasi QMLE panel *fixed time effects* dengan intraksi spasial

Model	Nilai	Spasial	TPAK	DAU
Lag Spasial	Koefisien	-0.1970	-0.0470	-0.0167
	Stat. Uji (t)	-2.4825	-6.0304	-22.5705
	p-value	$1.45 \times 10^{-2*}$	$2.11 \times 10^{-8*}$	0.0000^{*}
Error Spasial	Koefisien	-0.2187	-0.0399	-0.0215
	Stat. Uji (t)	-2.4024	-17.5932	-28.9474
	p-value	0.0179^{*}	0.0000^{*}	0.0000^{*}

Tabel 9. *Mean Square Error* (MSE) model panel *fixed effects*

Model	Mean Square Error
Fixed Individual Effects dengan *Lag* Spasial	0.1756*
Fixed TimeEffects dengan *Lag* Spasial	1.4095
Fixed Time Effects dengan *Error* Spasial	1.4640

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.2198\sum_{j=1}^{38} w_{ij} LPE_{jt} + 0.4160 SKLH_{it} + 0.0779 DAU_{it} + Efek_i$$

Kesimpulan:

1. Penghitungan statistik uji dengan QMLE dilakukan sebagai berikut:
   – Definisikan model panel spasial
   – Estimasi parameter dengan MLE
   – Bentuk matriks fungsi estimasi
   – Estimasi matriks *meat*
   – Estimasi matriks *bread*
   – Estimasi matriks *sandwich covariance*
   – Hitung standard *error* estimator
   – Hitung statistik uji t
2. Model panel spasial untuk laju pertumbuhan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur tahun 2007 – 2009 adalah *fixed individual effects* dengan *lag* spasial. Persamaannya sebagai berikut:

$$\widehat{LPE}_{it} = 0.2198\sum_{j=1}^{38} w_{ij} LPE_{jt} + 0.4160 SKLH_{it} + 0.0779 DAU_{it} + Efek_i$$

Saran-saran:

1. Penambahan periode data
2. Pengembangan model dan efek dari paket pendukung (penggunaan efek random)
3. Interaksi spasial lainnya (SARMA, SDM, dan SDEM)

Daftar Pustaka

Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht

Bardet, Jean-Marc & Wintenberger, O. (2007), “Asymptotic Normality of The Quasi-Maximum Likelihood Estimator For Multidimensional Causal Processes”, *The Annals of Statistics* 37, 5B (2009)

Bargain, O. & Melly, B. (2008), “Public Sector Pay Gap in France: New Evidence Using Panel Data”, *IZA Discussion Paper*, Born, Germany

Burchardt, T. (2003), “Identifying adaptive preferences using panel data: subjective and objective income trajectories”, *Paper for 3rd Conference on the Capability Approach*, Pavia, Italy

Casella, G. & Berger, R.L. (2002), *Statistical Inference*, Duxbury, California

Drapper, N.R. & Smith, H. (1998), *Applied Regression Analysis 3rd Edition*, John Wiley and Sons, Inc., Canada

Elhorst, J.P. (2010), Spatial Panel Data Models. In Fischer MM, Getis A (Eds) *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Ch. C.2. Berlin Heidelberg New York : Springer.

Frazier, C. & Kockelman, K.M. (2005), “Spatial Econometric Models for Panel Data: Incorporating Spatial and Temporal Data”, *Annual Meeting of the Transportation Research Board 84th and Under Consideration for Publication by Transportation Research Record*, Washington D.C.

Ghosh, G. & Carriazo, F. (2009), “A Comparison of Three Methods of Estimation in the Context of Spatial Modeling”, *FCN Working Paper* No. 9/2009, Aachen, Germany

Griffith, D.A. & Paelinck, J.H.P. (2011), *Non-standard Spatial Statistics and Spatial Econometrics*, Springer, Berlin, Germany

Gujarati, D. (2004), *Basic Econometrics*, McGraw Hill, New York

Hao, Q. (2008), “Review on Spatial Econometric Analysis”, *International Seminar on Future Information Technology and Management Engineering 2008*

Hayasi, F. (2000), *Econometrics*, Princeton University, New Jersey

Klein, A.G. & Muthén, B.O. (2007), “Quasi Maximum Likelihood Estimation of Structural Equation Models With Multiple Interaction and Quadratic Effects”, *Multivariate Behavioral Research*, 42(4), 647 - 673, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Kuan, Chung-Ming, (2004), *Introduction To Econometric Theory*, Institute of Economics, Academia Sinica

Lee, LF. (2004), "Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 72, No. 6 (November 2004), 1899-1925

LeSage, J.P. (1999), *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, Dept. of Economics University of Toledo

LeSage, J.P. (1998), *Spatial Econometrics*, Dept. of Economics University of Toledo

Lumsdaine, R.L. (1996), "Consistency and Asymptotic Normality of the Quasi-Maximum Likelihood Estimatorin IGARCH(1,1) and Covariance Stationary GARCH(1,1) Models", *Econometrica*, Vol. 64, No. 3. (May, 1996), pp. 575 – 596.

Medina, C. & Martínez, H. (2009), "Violence and Drug Prohibition in Colombia", *Development Research Centre*, Facultad de Economía, Universidad de los Andes, Columbia

Miller, H.J. (2004), "Tobler's First Law and Spatial Analysis", *Annals of the Association of American Geographers*, 94:2, 284 — 289

Su, L. & Jin, S. (2007), "Profile Quasi-Maximum Likelihood Estimation of Partially Linear Spatial Autoregressive Models", *Journal of Econometrics*, Volume 157, Issue 1, July 2010, Pages 18-33

Su, L. & Yang, Z. (2008), "QML Estimation of Dynamic Panel Data Models with Spatial Errors", didownload www.wise.xmu.edu.cn/ panel2007/paper/, tanggal 19 Oktober 2011

Tsai, H. (2007), "Quasi-maximum Likelihood Estimation of Long-memory Limiting Aggregate Processes", *Statistica Sinica*, Vol. 16 (2006), 213-226

Yang, S. (2010), "An Application of Spatial-Panel Analysis: Provincial Economic Growth and Logistics in China", *Canadian Social Science* Vol. 6, No. 3, 2010, pp. 83-89

Yang, Z.L. (2006), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation for Spatial Panel Data Regressions" didownload www.mysmu.edu/faculty/zlyang/

SubPages/Working%20Paper/, tanggal 19 Oktober 2011

Yu, J., Jong, R., & Lee, L.F. (2007), "Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data With Fixed Effects When Both n and T Are Large: A Nonstationary Case", *Journal of Econometrics*, Vol. 146, Issue 1 (September 2008), Pages 118-134

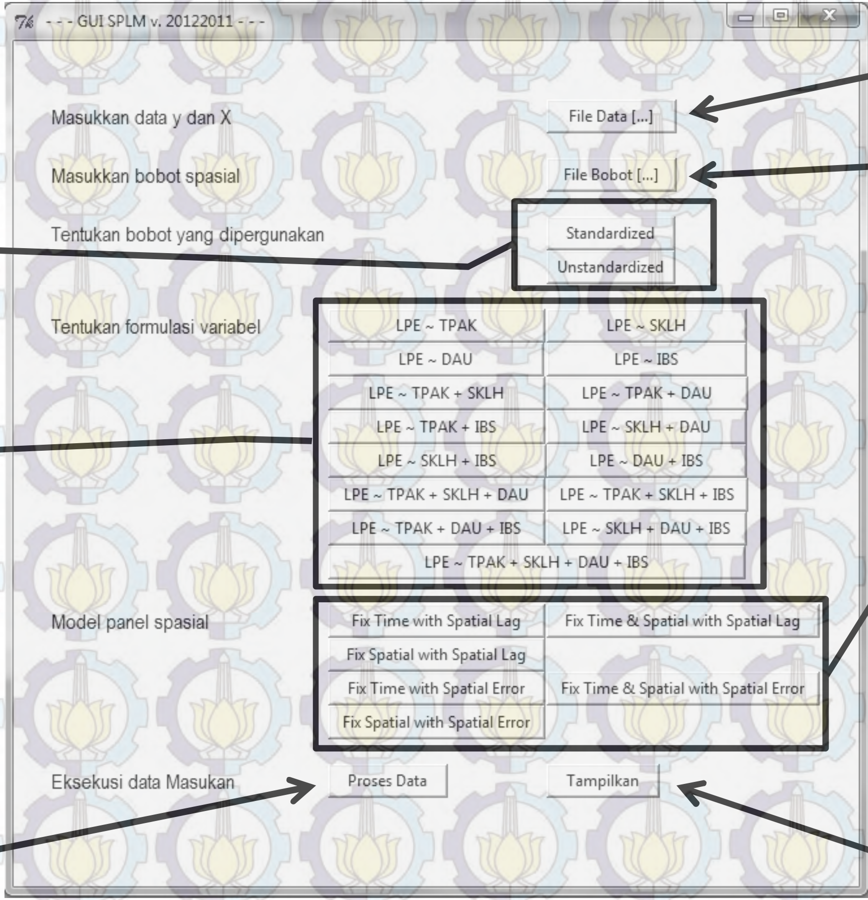
Zeileis, A. (2006), "Object-oriented Computation of Sandwich Estimators", didownload dari http://cran.r-project.org/web/packages/ sandwich, tanggal 6 November 2011

Graphical User Interface

Pilih jenis bobot spasial yang digunakan

Tentukan formula atau hubungan antar variabel, misal: LPE disusun atas SKLH dan DAU maka yang dipilih adalah LPE ~ SKLH + DAU

Proses terhadap semua masukan dan opsi



Masukkan data

Masukkan bobot spasial

Pilih model dan efek panel yang digunakan

Menampilkan hasil proses data dalam R-Console dan R-Graph lalu menutup jendela GUI

```
R Console
= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
Resume Input :
 .-.-.-.-.-.-.
   Jenis bobot yang digunakan :    Standardized Weighted Matrix
   Hub/formula antar variabel :    LPE ~ SKLH + DAU
   Model regresi panel spasial:    Fixed Time Effects with Spatial Lag
= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
Waktu proses :  0.3499999  detik
= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =

        One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data:  zres
D = 0.2162, p-value = 4.695e-05
alternative hypothesis: two-sided

[1] "Residual tidak berdistribusi Normal"
= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
Est. Parameter - Uji t - pValue [Max. Likelihood dan atau Quasi-Max. Likelihood]
            estpar        tml      pvml         tqml        pvqml
lambda -0.17566369 -1.5348004 0.1276281   -3.6407057 0.0004116768
SKLH    0.01765841  0.2017386 0.8404838    0.4301776 0.6678857513
DAU    -0.02615197 -1.5827531 0.1162727  -31.4938917 0.0000000000
                  sigml                sigqml
lambda "-0.1757" "Tidak Signifikan" "Signifikan"
SKLH   "0.0177"  "Tidak Signifikan" "Tidak Signifikan"
DAU    "-0.0262" "Tidak Signifikan" "Signifikan"

= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
Kriteria Kebaikan Model
Mean Squared Error :  1.455428
= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
Efek Panel :
         [,1]
2007 7.041791
2008 6.967078
2009 6.023659
= = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = = =
```