

# **Analisis Spasial Upah Minimum Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah Tahun 2017-2021 dengan Model SAR-RE**

*(Spatial Analysis of Regency/City Minimum Wage in Central Java Province 2017-2021 with the SAR-RE Model)*

Adham Malay Japany<sup>1\*</sup>, Annisa Firnanda<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Politeknik Statistika STIS

Jalan Otto Iskandardinata No.64C, Jatinegara, Jakarta Timur

E-mail: [1211910817@stis.ac.id](mailto:1211910817@stis.ac.id), [211911031@stis.ac.id](mailto:211911031@stis.ac.id)

## **ABSTRAK**

Sebagai balas jasa tenaga kerja, imbalan yang diberikan biasanya dalam bentuk upah atau gaji. Dalam menjaga kestabilan upah, dibentuklah upah minimum. Kemiripan Upah Minimum Kabupaten/Kota (UMK) di Provinsi Jawa Tengah tidak terlepas dari efek spasial. Sehingga, penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi pengaruh spasial dan mengetahui variabel-variabel yang memengaruhi UMK di Provinsi Jawa Tengah. Data yang digunakan dalam penelitian ini berupa data sekunder dari *website* BPS Provinsi Jawa Tengah dengan unit observasi sebanyak 35 kabupaten/kota tahun 2017-2021. Model terbaik yang digunakan adalah *Spatial Autoregressive Random Effect* (SAR-RE). Hasil pengujian menunjukkan bahwa terdapat tiga variabel yang signifikan, yaitu variabel PDRB ADHK dan IPM berpengaruh positif, serta variabel pengeluaran per kapita yang berpengaruh negatif. Selain itu, UMK di suatu wilayah juga berpengaruh positif dan signifikan terhadap UMK di sekitarnya, sedangkan TPAK tidak berpengaruh terhadap UMK di Provinsi Jawa Tengah tahun 2017-2021.

**Kata kunci:** regresi panel spasial, upah minimum, *spatial autoregressive random effect* (SAR-RE)

## **ABSTRACT**

*As remuneration for labor, the compensation given is usually in the form of wages or salaries. In maintaining wage stability, a minimum wage is established. The similarity of the Regency/City Minimum Wage (UMK) in Central Java Province is inseparable from the spatial effect. Thus, this study aims to identify the spatial effect and determine the variables that affect the UMK in Central Java Province. The data used in this study is secondary data from the Central Java BPS website with 35 regencies/cities of observation in 2017-2021. The best model used is Spatial Autoregressive Random Effect (SAR-RE). The test results show that there are three significant variables, namely the ADHK GDP and HDI variables that have a positive effect, and the variable of expenditure per capita that has a negative effect. In addition, the UMK in an area also has a positive and significant effect on the surrounding UMK, while TPAK has no effect on the UMK in Central Java Province in 2017-2021.*

**Keywords:** *spatial panel regression, minimum wage, spatial autoregressive random effect* (SAR-RE)

## **PENDAHULUAN**

Keberhasilan pembangunan ekonomi suatu negara tidak terlepas dari peningkatan kesejahteraan dan pemerataan bagi penduduknya. Kesejahteraan merupakan hak bagi semua orang, termasuk tenaga kerja. Hal ini dimaksudkan karena tenaga kerja sebagai salah satu faktor penting dalam proses produksi guna meningkatkan hasil produksi. Sesuai dengan tujuan ketiga *Sustainable Development Goals* (SDGs), yaitu dapat memastikan kehidupan yang sehat dan menjamin kesejahteraan seluruh penduduk semua usia. Sebagai balas jasa tenaga kerja, imbalan yang diberikan biasanya dalam bentuk upah atau gaji. Adanya upah minimum dapat menjaga kestabilan rupiah sesuai dengan Peraturan Menteri Tenaga Kerja dan Transmigrasi Nomor 7 Tahun 2013 dapat melindungi upah pekerja atau buruh agar tidak merosot pada tingkat yang paling rendah akibat ketidakseimbangan pasar kerja.

Di Indonesia, penetapan Upah Minimum Provinsi (UMP) berbeda di masing-masing provinsi baik memperhatikan kebutuhan hidup layak serta produktivitas maupun pertumbuhan ekonomi di provinsi tersebut. Namun pada kenyataannya, masih terdapat provinsi yang upah minimumnya dibawah rata-rata nasional, diantaranya yaitu provinsi yang berada di Pulau Jawa. Menurut data Badan Pusat Statistik (BPS, 2020), Provinsi Jawa Tengah merupakan provinsi kedua dengan UMP terendah di Indonesia setelah Provinsi D.I. Yogyakarta. UMP Jawa Tengah pada tahun 2020 hanya sebesar Rp1.742.015. Meskipun dari tahun 2017



Dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang seluruhnya bersumber dari tabel dinamis *website* BPS Provinsi Jawa Tengah. Penelitian ini menggunakan data panel dengan unit observasi sebanyak 35 Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah tahun 2017-2021. UMK digunakan sebagai variabel dependen, sedangkan PDRB Atas Dasar Harga Konstan (ADHK), IPM, pengeluaran per kapita, dan TPAK dijadikan sebagai variabel independen.

PDRB ADHK dapat menggambarkan pertumbuhan ekonomi suatu wilayah dari waktu ke waktu. Pengeluaran rata-rata per kapita menggambarkan adanya pola konsumsi rumah tangga secara umum menggunakan indikator proporsi pengeluaran untuk makanan dan non makanan dimana semakin rendah persentase pengeluaran untuk makanan terhadap total pengeluaran makin membaik tingkat kesejahteraan. IPM merepresentasikan kualitas sumber daya manusia. IPM yang tinggi menunjukkan bahwa akses penduduknya terhadap hasil pembangunan lebih baik. IPM yang tinggi, akan mengakibatkan UMK juga tinggi. TPAK menunjukkan besarnya persentase penduduk usia kerja aktif secara ekonomi di suatu wilayah. Semakin tinggi TPAK, akan semakin tinggi pula pasokan tenaga kerja (*labour supply*) yang ada dalam memproduksi barang dan jasa pada suatu perekonomian (BPS, 2020).

## Metode Analisis

Metode analisis dalam penelitian ini berupa analisis inferensia. Analisis inferensia dilakukan untuk mengetahui pengaruh dari variabel independen terhadap UMK di Provinsi Jawa Tengah tahun 2017-2021 dengan mempertimbangkan pengaruh spasial. Penelitian ini menggunakan model ekonometrika spasial data panel dengan matriks penimbang spasial persinggungan sisi-sudut (*queen contiguity*). LeSage (1999) mendefinisikan *queen contiguity* sebagai persentuhan dari sisi maupun titik *verteks* wilayah satu dengan wilayah lainnya yang merupakan gabungan *rook contiguity* dan *bishop contiguity*. Pada *queen contiguity*, wilayah tetangga ditentukan berdasarkan persinggungan sisi dan sudut. Sehingga, digunakanlah penimbang *queen contiguity* karena wilayah Provinsi Jawa Tengah saling bersentuhan sudut dan sisi satu sama lain. Matriks penimbang spasial kemudian distandarisasi dengan cara membagi elemen matriks pada tiap baris dengan jumlah seluruh elemen matriks pada baris tersebut. Sehingga, nantinya matriks **W** memiliki jumlah masing-masing baris bernilai 1 dimana  $w_{ij}$  bernilai 1 untuk wilayah yang bersinggungan baik di sisi maupun ujung/sudut dengan wilayah yang diamati, serta bernilai 0 untuk lainnya.

Keseluruhan proses pengolahan data menggunakan perangkat lunak berupa *Microsoft Excel 2016*, *R version 4.1.2*, *QGIS 3.16.16*, dan *GeoDa*. Pada variabel penelitian yang digunakan, dilakukan transformasi logaritma natural dengan tujuan agar asumsi normalitas pada model OLS terpenuhi. Seluruh pengujian hipotesis yang dilakukan dalam penelitian ini menggunakan tingkat signifikansi 5 persen.

Pada spesifikasi dependensi spasial antarobservasi terdapat dua model, yaitu model yang menggunakan *lag* spasial yang disebut *Spatial Autoregressive Model* (SAR) dan model yang menggunakan *error* autokorelasi spasial yang disebut *Spatial Error Model* (SEM). Model umum regresi panel spasial menurut Elhorst (2014) adalah sebagai berikut.

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \mu_i + u_{it} \dots\dots\dots (1)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (2)$$

Keterangan:

- $y_{it}$  : nilai variabel dependen wilayah ke-i tahun ke-t
- $\rho$  : *spatial autoregressive coefficient*
- $w_{ij}$  : penimbang spasial wilayah ke-i tahun ke-t
- $y_{jt}$  : nilai variabel dependen wilayah ke-j tahun ke-t
- $\beta_k$  : parameter model ke-k
- $x_{kit}$  : nilai variabel independent ke-k untuk wilayah ke-i dan tahun ke-t
- $\mu_i$  : efek individu wilayah ke-i
- $u_{it}$  : *spatial autocorrelation error term* ke-i tahun ke-t
- $\lambda$  : *spatial autocorrelation error term coefficient*
- $u_{jt}$  : *spatial autocorrelation error term* ke-j tahun ke-t
- $\varepsilon_{it}$  : *error* wilayah ke-i tahun ke-t
- $i, j$  : 1, 2, ..., N ; kabupaten/kota sebanyak 35
- $t$  : 1, 2, ..., 5 ; periode penelitian tahun 2017-2021

Adapun tahapan analisis regresi spasial data panel dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

### 1. Memeriksa keterkaitan spasial

Untuk mengidentifikasi keterkaitan spasial antar wilayah, menggunakan nilai *Moran's I*. Adapun rumusnya sebagai berikut.

$$I = \frac{N}{S_0} \left( \frac{e' W e}{e' e} \right) \dots\dots\dots (3)$$

Keterangan:

- $e$  : vektor dari residual OLS
- $W$  : matriks penimbang spasial
- $N$  : jumlah observasi
- $S_0$  : faktor standarisasi sama dengan jumlah bobot spasial

Selanjutnya dilakukan pengecekan autokorelasi spasial menggunakan statistik Indeks Moran, Dapat dilihat dari nilai  $E(I) = -\frac{1}{N-1}$ , ketika  $I > E(I)$  artinya disimpulkan bahwa terdapat autokorelasi spasial antar kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah.

**2. Pembentukan Model OLS dan Uji asumsi klasik**

Pada model OLS terdapat asumsi-asumsi yang tidak boleh terlanggar. Jika terdapat asumsi yang terlanggar, maka model regresi spasial dapat mengakomodir asumsi tersebut. Pengujian asumsi yang dilakukan diantaranya, yaitu asumsi normalitas menggunakan uji *Shapiro-Wilk*, asumsi homoskedastisitas menggunakan uji *Studentized Breusch-Pagan*, uji nonautokorelasi menggunakan uji *Durbin-Watson*, serta uji nonmultikolinieritas dengan melihat nilai VIF (*Variance Inflation Factor*) pada setiap variabel independen. Apabila nilai VIF setiap variabel kurang dari 10, dapat dikatakan bahwa asumsi nonmultikolinieritas terpenuhi.

**3. Uji spasial dependensi**

Ada tidaknya efek keterkaitan spasial pada data panel dapat diketahui dengan pengujian *Lagrange-Multiplier*. Adapun prosedur pengujian LM untuk panel spasial yang dikembangkan oleh Anselin, et al. (2006) dalam Elhorst (2014) antara lain:

a Uji LM-Lag

Keterkaitan spasial ditentukan dengan menguji signifikansi dari koefisien spasial *lag* yaitu  $\rho$ , yang memiliki hipotesis sebagai berikut.

$H_0 : \rho = 0$  (tidak terdapat ketergantungan spasial *lag*)

$H_1 : \rho \neq 0$  (terdapat ketergantungan spasial *lag*)

Statistik Uji:

$$LM_\rho = \frac{[e'(I_T \otimes W)Y]^2}{J \hat{\sigma}^2} \sim \chi^2_{(1)} \dots\dots\dots (4)$$

Keterangan:

- $e$  : vektor residual dari model regresi panel tanpa efek spasial
- $I_T$  : matriks identitas berukuran NTxNT
- $\hat{\sigma}^2$  : varians *error* dari model regresi panel tanpa efek spasial

Tolak  $H_0$  jika nilai  $LM_\rho > \chi^2_{\alpha(1)}$  atau *p-value*  $< \alpha$ , artinya disimpulkan bahwa koefisien  $\rho$  signifikan dan model SAR lebih baik jika dibandingkan dengan model OLS.

b Uji LM-Error

Parameter  $\lambda$  mengindikasikan tingkat korelasi komponen spasial *error* suatu wilayah terhadap wilayah lain disekitarnya. Hipotesis untuk menguji signifikansi dari koefisien spasial *error* yaitu  $\lambda$ , adalah sebagai berikut.

$H_0 : \lambda = 0$  (tidak terdapat ketergantungan spasial *error*)

$H_1 : \lambda \neq 0$  (terdapat ketergantungan spasial *error*)

Statistik Uji:

$$LM_\lambda = \frac{[e'(I_T \otimes W)e]^2}{T \times T_w \hat{\sigma}^2} \sim \chi^2_{(1)} \dots\dots\dots (5)$$

Keterangan:

$T_w : trace(WW + W'W)$

Tolak  $H_0$  jika nilai  $LM_\lambda > \chi^2_{\alpha(1)}$  atau *p-value*  $< \alpha$ , artinya disimpulkan bahwa koefisien  $\lambda$  signifikan dan model SEM lebih baik jika dibandingkan dengan model OLS.

**4. Memeriksa hasil pengujian Lagrange-Multiplier**

Jika kedua uji LM signifikan, maka perlu untuk dilakukan uji lanjutan dengan uji *Robust LM* guna menentukan model mana yang paling tepat. Adapun uji *Robust LM* yang dapat digunakan antara lain:

a Uji *Robust LM-Lag*

$H_0 : \rho = 0$  (tidak terdapat ketergantungan spasial *lag* pada model dengan dependensi *error* spasial)

$H_1 : \rho \neq 0$  (terdapat ketergantungan spasial *lag* pada model dengan dependensi *error* spasial)

Statistik Uji:

$$Robust LM_{\rho} = \frac{\left[ \frac{e'(I_T \otimes W)Y}{\hat{\sigma}^2} - \frac{e'(I_T \otimes W)e}{\hat{\sigma}^2} \right]^2}{J - TT_w} \sim \chi^2_{(1)} \dots\dots\dots (6)$$

Tolak  $H_0$  jika nilai *Robust LM* $_{\rho} > \chi^2_{\alpha(1)}$  atau *p-value*  $< \alpha$ , artinya dapat disimpulkan bahwa koefisien  $\rho$  signifikan dan model yang terpilih adalah model SAR.

b Uji *Robust LM-Error*

$H_0 : \lambda = 0$  (tidak terdapat ketergantungan spasial *error* pada model dengan dependensi *lag* spasial)

$H_1 : \lambda \neq 0$  (terdapat ketergantungan spasial *error* pada model dengan dependensi *lag* spasial)

Statistik Uji:

$$Robust LM_{\lambda} = \frac{\left[ \frac{e'(I_T \otimes W)e}{\hat{\sigma}^2} - \frac{TT_w}{J} \times \frac{e'(I_T \otimes W)Y}{\hat{\sigma}^2} \right]^2}{TT_w \left[ 1 - \frac{TT_w}{J} \right]} \sim \chi^2_{(1)} \dots\dots\dots (7)$$

Tolak  $H_0$  jika nilai *Robust LM* $_{\lambda} > \chi^2_{\alpha(1)}$  atau *p-value*  $< \alpha$ , artinya dapat disimpulkan bahwa koefisien  $\lambda$  signifikan dan model yang terpilih adalah model SEM.

**5. Uji ketepatan efek model**

Penentuan efek model (*fixed effect model* atau *random effect model*) digunakan untuk melihat ada tidaknya korelasi antara efek individu dengan variabel dependen dalam model regresi data panel. Penentuan spesifikasi efek model dalam penelitian ini menggunakan prosedur *Hausman Test*. Dalam Baltagi (2005), hipotesis yang digunakan sebagai berikut.

$H_0 : E(w_{it}|X_{it}) = 0$  (tidak terdapat korelasi antara efek individu dengan variabel dependen)

$H_1 : E(w_{it}|X_{it}) \neq 0$  (terdapat korelasi antara efek individu dengan variabel dependen)

Statistik Uji:

$$h = d' [var(d)]^{-1} d \sim \chi^2_{(k)} \dots\dots\dots (8)$$

dimana,

$$d = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE} \dots\dots\dots (9)$$

Keterangan:

k : jumlah variabel independen dalam model

Tolak  $H_0$  jika nilai  $\chi^2_{hit} > \chi^2_{\alpha(k)}$  atau *p-value*  $< \alpha$ , artinya dapat disimpulkan bahwa model *fixed effect* lebih tepat digunakan daripada model *random effect*.

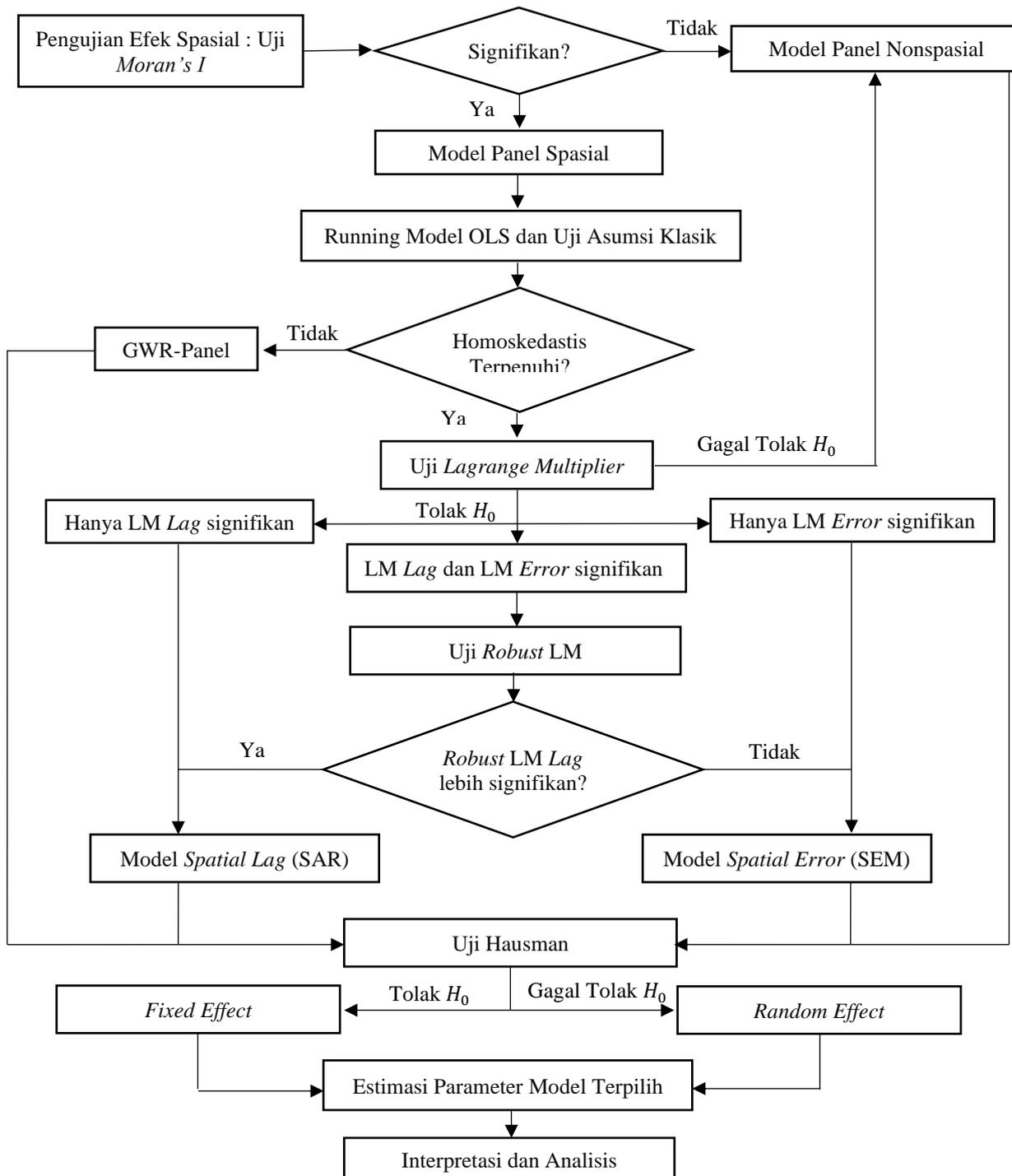
**6. Estimasi parameter model**

Setelah didapat model terbaik dari hasil uji Hausman, dilakukan pendugaan parameter model yang terpilih dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE).

**7. Interpretasi hasil dan analisis**

Setelah itu dilakukan interpretasi parameter hasil estimasi dengan model terbaik. Dilanjutkan dengan melakukan analisis terhadap model dan mengambil kesimpulan.

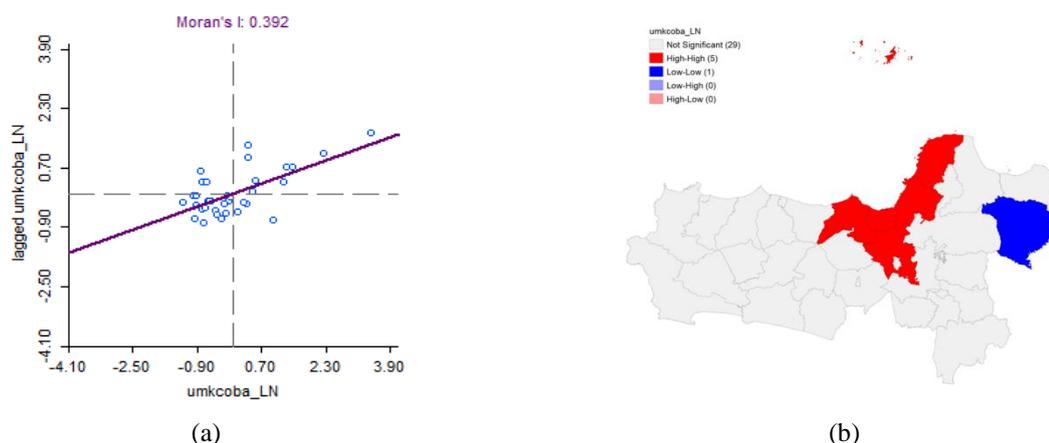
Adapun tahapan analisis regresi data panel spasial di atas akan disajikan dalam diagram alir berikut.



Gambar 2. Diagram Alir Regresi Spasial Panel.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Pengujian Autokorelasi Spasial



Sumber: hasil pengolahan

Gambar 4. Pengujian Efek Spasial: (a) *Moran's scatterplot* LN(UMK) Provinsi Jawa Tengah Tahun 2021, (b) *LISA cluster map* LN(UMK) Provinsi Jawa Tengah.

Pengujian autokorelasi spasial lokal bertujuan untuk mengetahui wilayah mana yang menunjukkan keterkaitan lokal secara spasial. Pada Gambar 4(a) diatas, dapat dilihat *Moran's scatterplot* memiliki nilai *Global Moran's I* sebesar 0,392 yang lebih besar dari nilai ekspektasinya yaitu -0,029. Artinya, terjadi autokorelasi spasial positif pada UMK Provinsi Jawa Tengah. Tampak sebagian besar kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah memiliki hubungan spasial yang positif untuk karakteristik rata-rata UMK tahun 2021. Berdasarkan Gambar 4(b), terdapat 5 wilayah yang teridentifikasi sebagai *hotspot (High-High)*, yaitu Kabupaten Jepara, Kabupaten Demak, Kota Semarang, Kabupaten Kendal dan Kabupaten Semarang. Sedangkan, terdapat 1 wilayah *coldspot (Low-Low)*, yaitu Kabupaten Blora. Namun, terdapat wilayah yang tidak signifikan secara spasial, yaitu sebanyak 29 kabupaten/kota. Hal ini bukan berarti wilayah-wilayah tersebut tidak memiliki autokorelasi spasial, melainkan nilai *Local Moran's I* nya terlalu kecil sehingga tidak cukup signifikan berkontribusi pada nilai *Global Moran's I*.

### Regresi OLS

Uji regresi OLS untuk mengetahui apakah model memenuhi asumsi homoskedastisitas atau tidak. Jika ya, maka dapat dilanjutkan ke Uji *Lagrange-Multiplier*, jika tidak maka model yang terbentuk adalah *Geographically Weighted Regression (GWR)* Panel. Berikut adalah hasil uji asumsi klasik model OLS.

Tabel 1. Ringkasan Hasil Uji Asumsi Klasik Model OLS.

Uji Asumsi	Statistik Uji	<i>p-value</i>	Keputusan
Normalitas	0,9908	0,3233	Gagal Tolak $H_0$
Homoskedastisitas	1,6735	0,7955	Gagal Tolak $H_0$
Nonautokorelasi	1,2885	3,425e-07*	Tolak $H_0$
Nonmultikolinearitas	lnPDRB 1,0348	-	Gagal Tolak $H_0$
	lnIPM 5,1891	-	Gagal Tolak $H_0$
	lnPENG 5,2113	-	Gagal Tolak $H_0$
	lnTPAK 1,001	-	Gagal Tolak $H_0$

Sumber: hasil pengolahan

Keterangan: \*)signifikan pada  $\alpha = 5\%$

Berdasarkan hasil uji asumsi klasik pada Tabel 1 diatas, didapatkan nilai statistik *Shapiro-Wilk* pada uji normalitas sebesar 0,9908 dan *p-value* sebesar 0,3233, artinya dengan tingkat signifikansi 5 persen residual yang dihasilkan model berdistribusi normal. Kemudian uji asumsi lainnya yang dilakukan adalah pengujian homoskedastisitas didapatkan bahwa nilai statistik uji *Breusch-Pagan* sebesar 1,6735 dan *p-value* sebesar 0,7955 yang artinya dengan tingkat signifikansi 5 persen, residual memenuhi asumsi homoskedastisitas. Selanjutnya, dilakukan uji nonautokorelasi yang menghasilkan nilai statistik uji sebesar 1,2885 dan *p-value* sebesar 3,425e-07, artinya dengan tingkat signifikansi 5 persen, didapatkan bahwa tolak  $H_0$  dimana asumsi nonautokorelasi terlanggar. Uji asumsi terakhir yang dilakukan adalah pengecekan multikolinearitas antar

variabel independen dengan melakukan perbandingan nilai VIF antar variabel. Berdasarkan nilai VIF, seluruh variabel independen memiliki nilai VIF kurang dari 10, sehingga model yang dihasilkan memenuhi asumsi nonmultikolinearitas.

Hasil uji asumsi klasik menunjukkan bahwa pemodelan menggunakan OLS sudah terpenuhi asumsi normalitas, homoskedastisitas, dan multikolinearitas. Namun pada asumsi autokorelasi masih terlanggar, hal ini mengindikasikan bahwa terdapat ketergantungan spasial atau hubungan fungsional antara data suatu wilayah dengan wilayah yang lain. Jika efek spasial diabaikan maka hasil analisis dengan OLS akan menjadi bias dan tidak konsisten (Anselin, 1999). Oleh karena itu, pemodelan menggunakan regresi spasial akan menghasilkan estimasi yang lebih tepat.

### Uji Lagrange-Multiplier

Untuk menentukan spesifikasi model spasial digunakan uji *Lagrange-Multiplier*. Berikut ini adalah ringkasan hasil uji LM-Lag dan uji LM-Error.

Tabel 2. Ringkasan Hasil Uji *Lagrange-Multiplier*

Uji LM	Statistik Uji	df	<i>p-value</i>	Keputusan
<b>LM<sub>ρ</sub></b>	114,65	1	< 2,2e-16*	Tolak H <sub>0</sub>
<b>LM<sub>λ</sub></b>	114,32	1	< 2,2e-16*	Tolak H <sub>0</sub>

Sumber : hasil pengolahan

Keterangan: \*) signifikan pada  $\alpha = 5\%$

Dari Tabel 2 diatas, diperoleh bahwa kedua uji LM memiliki *p-value* yang lebih kecil dari tingkat signifikansi, sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat ketergantungan spasial baik pada spasial *lag* maupun spasial *error*. Karena kedua uji LM signifikan, maka perlu dilakukan uji lanjutan menggunakan uji *Robust LM*.

Tabel 3. Ringkasan Hasil Uji *Robust Lagrange-Multiplier*.

Uji LM	Statistik Uji	df	<i>p-value</i>	Keputusan
<b>Robust LM<sub>ρ</sub></b>	4,3423	1	0,03718*	Tolak H <sub>0</sub>
<b>Robust LM<sub>λ</sub></b>	4,0092	1	0,04525*	Tolak H <sub>0</sub>

Sumber : hasil pengolahan

Keterangan: \*) signifikan pada  $\alpha = 5\%$

Pada pengujian *Robust LM* keduanya tetap menunjukkan hasil yang signifikan, sehingga dalam menentukan model yang paling tepat menggunakan nilai *Robust LM* yang paling signifikan atau *p-value* yang paling kecil. Oleh karena itu, penelitian ini menggunakan model *Spatial Autoregressive (SAR)* untuk menganalisis ketergantungan dependensi spasial pada UMK di Provinsi Jawa Tengah.

Tahap selanjutnya adalah mengecek ada tidaknya korelasi antara efek individu dengan variabel dependen menggunakan uji Hausman. Pemilihan model spasial data panel dengan uji Hausman menghasilkan nilai statistik sebesar 4,4104 dan *p-value* sebesar 0,3533. Dari nilai tersebut, disimpulkan bahwa model spasial dengan *random effect* lebih baik dibandingkan *fixed effect*. Sehingga, spesifikasi model yang terbaik pada penelitian ini yaitu *Spatial Autoregressive Random Effect (SAR-RE)*.

Adapun persamaan model terpilih dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

$$\ln UMK_{it} = \rho \sum_{j=1}^{35} W_{ij} \ln UMK_{jt} + \beta_1 \ln PDRB_{it} + \beta_2 \ln IPM_{it} + \beta_3 \ln PENG_{it} + \beta_4 \ln TPAK_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Keterangan:

*lnUMK* : logaritma natural upah minimum kabupaten/kota kabupaten/kota ke-i tahun ke-t

*lnPDRB* : logaritma natural produk domestik regional bruto kabupaten/kota ke-i tahun ke-t

*lnPENG* : logaritma natural pengeluaran per kapita kabupaten/kota ke-i tahun ke-t

*lnTPAK* : logaritma natural tingkat partisipasi angkatan kerja kabupaten/kota ke-i tahun ke-t

$\varepsilon_{it}$  : error kabupaten/kota ke-i tahun ke-t

i, j : 1,2,...,35 ; kabupaten/kota

t : 1,2,...,5 ; periode penelitian tahun 2017-2021

Setelah didapatkan model terbaik, dilakukan estimasi parameter model terpilih, berikut adalah ringkasan hasil estimasi model menggunakan SAR-RE.

Tabel 4. Hasil Estimasi Model SAR-RE.

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistik	p-value
Intercept	-1,98162	0,22486	-8,8128	< 2,2e-16*
$\rho$	0,94653	0,01087	87,068	< 2,2e-16*
lnPDRB	0,04956	0,01928	2,5708	0,01015*
lnIPM	0,61144	0,11282	5,4195	5,977e-08*
lnPENG	-0,07563	0,03739	-2,0227	0,04310*
lnTPAK	0,00029	0,01442	0,0204	0,98373

Sumber : hasil pengolahan

Keterangan: \*) signifikan pada  $\alpha = 5\%$

Hasil uji signifikansi parameter menunjukkan bahwa *intercept* dan *spatial lag* signifikan pada tingkat signifikansi 5 persen. Variabel PDRB ADHK dan IPM yang berpengaruh positif, serta variabel pengeluaran per kapita yang berpengaruh negatif terhadap UMK di Provinsi Jawa Tengah tahun 2017-2021. Selain itu, UMK di suatu wilayah juga berpengaruh positif dan signifikan terhadap UMK di sekitarnya, sedangkan TPAK tidak berpengaruh terhadap UMK di Provinsi Jawa Tengah tahun 2017-2021. Adapun persamaan yang diperoleh adalah sebagai berikut.

$$\ln \widehat{UMK}_{it} = (-1,9816^* + \hat{\mu}_i) + 0,9465 \sum_{j=1}^{35} W_{ij} \ln UMK_{jt}^* + 0,0496 \ln PDRB_{it}^* + 0,6114 \ln IPM_{it}^* - 0,0756 \ln PENG_{it}^* + 0,0003 \ln TPAK_{it} ; i, j : 1, 2, \dots, 35; t : 1, 2, \dots, 5 \dots \dots \dots (11)$$

Tanda positif pada koefisien  $\rho$  menunjukkan bahwa UMK suatu wilayah berpengaruh positif terhadap lag tetangganya. Artinya, UMK suatu wilayah akan meningkat sebesar 0,9465 persen ketika variabel diluar model kabupaten/kota tetangganya secara rata-rata meningkat sebesar 1 persen dengan asumsi variabel lain dianggap konstan. PDRB memiliki koefisien sebesar 0,0496, artinya ketika PDRB meningkat sebesar 1 persen, maka akan meningkatkan UMK di Provinsi Jawa Tengah sebesar 0,0496 persen, dengan asumsi variabel lain konstan. IPM memiliki koefisien sebesar 0,61144 artinya dapat disimpulkan bahwa ketika IPM naik 1 persen, maka akan meningkatkan UMK di Provinsi Jawa Tengah tahun sebesar 0,6114 persen. Sedangkan, ketika pengeluaran per kapita naik 1 persen, maka akan menurunkan UMK sebesar 0,0756 persen.

Berikut adalah contoh model kabupaten/kota dengan penghitungan efek individu dan waktu di Kabupaten Cilacap pada tahun 2021.

$$\ln \widehat{UMK}_{KabCilacap} = -1,9816^* + 0,9465 ( 0,3333 \ln \widehat{UMK}_{KabBanyumas} + 0,3333 \ln \widehat{UMK}_{KabKebumen} + 0,3333 \ln \widehat{UMK}_{KabBrebes} ) + 0,0496 \ln PDRB_{it}^* + 0,6114 \ln IPM_{it}^* - 0,0756 \ln PENG_{it}^* + 0,0003 \ln TPAK_{it} \dots \dots \dots (12)$$

$$\ln \widehat{UMK}_{KabCilacap} = -1,9816^* + 0,3155 \ln \widehat{UMK}_{KabBanyumas} + 0,3155 \ln \widehat{UMK}_{KabKebumen} + 0,3155 \ln \widehat{UMK}_{KabBrebes} + 0,0496 \ln PDRB_{it}^* + 0,6114 \ln IPM_{it}^* - 0,0756 \ln PENG_{it}^* + 0,0003 \ln TPAK_{it} \dots \dots \dots (13)$$

Berdasarkan persamaan Kabupaten Cilacap pada tahun 2021, dapat diketahui bahwa Kabupaten Cilacap memiliki 3 tetangga. Ketika UMK di Kabupaten Banyumas meningkat sebesar 1 persen, maka UMK di Kabupaten Cilacap akan meningkat sebesar 0,3155 persen. Begitu juga dengan efek wilayah tetangga lainnya, yaitu Kabupaten Banyumas dan Kabupaten Brebes karena menggunakan penimbang *queen conitguity*. Hal ini berlaku juga untuk kabupaten/kota lainnya di Provinsi Jawa Tengah.

## KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan yang telah diuraikan sebelumnya, maka dapat disimpulkan bahwa terdapat autokorelasi spasial positif antar kabupaten/kota pada UMK di Provinsi Jawa Tengah tahun 2017-2021. Dari hasil uji asumsi klasik menunjukkan terdapat autokorelasi spasial atau ketergantungan spasial antar kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah, sehingga pemodelan regresi mempertimbangkan adanya efek spasial.

Hasil estimasi parameter dengan model *Spatial Autoregressive Random Effect* (SAR-RE) diperoleh bahwa terdapat tiga variabel yang signifikan memengaruhi UMK di Provinsi Jawa Tengah tahun 2017-2021, yaitu variabel PDRB ADHK dan IPM yang berpengaruh positif, serta variabel pengeluaran per kapita yang berpengaruh negatif. Selain itu, UMK di suatu wilayah juga berpengaruh positif dan signifikan terhadap UMK di sekitarnya, sedangkan TPAK tidak berpengaruh terhadap UMK di Provinsi Jawa Tengah tahun 2017-2021.

## DAFTAR PUSTAKA

- Anselin, L. (1999). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Badan Pusat Statistik. (2020). *Statistik Indonesia*. Jakarta: BPS.
- Badan Pusat Statistik. (2021). *Tabel Dinamis Sosial dan Kependudukan : Tenaga Kerja*. Diakses 6 Juli 2022 melalui <https://jateng.bps.go.id/indicator/6/708/1/upah-minimum-kabupaten-kota-di-provinsi-jawa-tengah.html>.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometrics Analysis Data Panel: Third Edition*. England: John Wiley & Sons, Ltd.
- Elhorst, J. Paul. (2014). *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Heidelberg : Springer.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis (7th ed.)*. Harlow, England: Prentice Hall.
- Hasadah, Alphin Pratama. (2020). *Aplikasi Panel Spasial Pada Upah Minimum Kabupaten/Kota di Jawa Barat Tahun 2010-2019*. Skripsi Politeknik Statistika STIS. Jakarta. 157 hlm.
- LeSage, J. P. (1999). *The theory and Practice of Spatial Econometrics*. USA: Department of Econometrics, University of Toledo.
- Peraturan Menteri Tenaga Kerja dan Transmigrasi. (2013). *Upah Minimum*. Permenakertrans Nomor: 7 Tahun 2013. Menteri Tenaga Kerja dan Transmigrasi Republik Indonesia. Jakarta.
- Perdana, I. R. D., & Pasaribu, E. (2020). *Konvergensi Upah Minimum Kabupaten/Kota Di Pulau Jawa Tahun 2014-2018*. In *Seminar Nasional Official Statistics (Vol. 2020, No. 1, pp. 605-615)*.
- Primadila, B., & Asmara, K. (2022). *Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Penetapan Upah Minimum Kota di Kota Banjarmasin*. *Jurnal Media Wahana Ekonomika*, 19(1), 30-40.
- Rahmawati, Ghina Noviana. (2021). *Analisis Faktor-faktor yang Memengaruhi Upah Minimum Kabupaten/Kota (UMK) di Jawa Tengah Tahun 2016-2019*. Skripsi Politeknik Statistika STIS. Jakarta. 87 hlm.
- Yunita, I., & Sirait, T. (2019). *Penerapan SAR pada upah minimum kabupaten/kota di pulau Kalimantan tahun 2017*. In *Seminar Nasional Official Statistics (Vol. 2019, No. 1, pp. 396-406)*.