

Pemodelan Indeks Pembangunan Manusia di Kalimantan Timur Menggunakan Model Spasial Durbin Data Panel

NANDIRA PUTRI KAERUDIN, NURUL GUSRIANI, BUDI NURANI RUCHJANA

Departemen Matematika, Fakultas MIPA, Universitas Padjadjaran
Jl. Raya Bandung Sumedang KM 21 Jatinangor Sumedang 45363
Email: budi.nurani@unpad.ac.id

Abstrak

Indeks Pembangunan Manusia (IPM) merupakan salah satu indikator yang dapat digunakan untuk mengukur kemajuan suatu negara. Provinsi Kalimantan Timur merupakan salah satu provinsi yang memiliki rata-rata IPM tinggi di Indonesia namun masih terdapat perbedaan IPM di setiap kabupaten/kotanya, sehingga perlu dilakukan studi mengenai IPM untuk memberikan gambaran bagi wilayah dengan IPM rendah. IPM di suatu wilayah dipengaruhi oleh wilayah sekitarnya, hal ini disebabkan oleh efek spasial. Analisis regresi spasial merupakan metode yang mampu mengakomodasi efek spasial. Spatial Durbin Model (SDM) adalah salah satu pengembangannya. Selain itu, penggunaan data panel pada model menyebabkan variabilitas pada data. Penelitian ini bertujuan untuk memodelkan IPM di Kalimantan Timur menggunakan spasial durbin data panel meliputi lima kategori: Persentase penduduk miskin; Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK); Persentase penduduk; Angka Partisipasi Murni (APM); Persentase rumah tangga menurut fasilitas toilet sendiri. Berdasarkan hasil uji Hausman dan Chow, terdapat efek tetap pada setiap kabupaten/kota sehingga FEM merupakan jenis data panel yang digunakan. Selain itu, hasil uji Moran's I mengindikasikan adanya dependensi spasial positif dalam data IPM. Koefisien determinasi pada model spasial Durbin data panel menunjukkan nilai 99,92417% yang berarti model ini baik digunakan dan hasil pemodelan dapat dijadikan gambaran bagi Badan Otorita serta masyarakat pada pertumbuhan IPM di Kalimantan Timur.

Kata kunci: IPM Kalimantan Timur, Dependensi Spasial, Model Spasial Durbin Fixed Effect, Data Panel.

Abstract

The Human Development Index (HDI) is one of the indicators used to measure the progress of a country. East Kalimantan Province is one of the provinces with a high average HDI in Indonesia; however, there are still disparities in HDI across its regencies/cities, necessitating a study on HDI to provide insights for regions with lower HDIs. The HDI in a region is influenced by surrounding areas due to spatial effects. Spatial regression analysis is a method capable of accommodating spatial effects, and the Spatial Durbin Model (SDM) is one of its developments. Additionally, the use of panel data in the model accounts for variability in the data. This study aims to model the HDI in East Kalimantan using a spatial Durbin panel data model encompassing five categories: percentage of poor population; Labor Force Participation Rate (LFPR); population percentage; Net Enrollment Rate (NER); percentage of households with private toilet facilities. Based on the Hausman and Chow tests, there is a fixed effect in each regency/city, indicating that FEM (Fixed Effects Model) is the type of panel data used. Moreover, the results of Moran's I test indicate positive spatial dependency in the HDI data. The coefficient of determination in the spatial Durbin panel data model shows a value of 99.92417%, meaning this model is well-suited for use, and the modeling results can serve as a reference for the authorities and the public regarding HDI growth in East Kalimantan.

Keywords: HDI, Spatial Dependence, East Kalimantan, Spatial Durbin Fixed Effect Model, Panel Data.

1. PENDAHULUAN

Menurut Badan Pusat Statistik Indonesia, Indeks Pembangunan Manusia (IPM) merupakan indikator penting untuk mengukur keberhasilan dalam upaya membangun kualitas hidup manusia. Hal ini disebabkan IPM merupakan data strategis yang dapat mampu menjadi ukuran kinerja Pemerintah serta digunakan sebagai salah satu alokator penentuan Dana Alokasi Umum (DAU). IPM memiliki tiga dimensi dasar yaitu dimensi kesehatan, pendidikan, dan kelayakan hidup. Ketiga dimensi dasar ini merupakan komponen dasar kualitas hidup manusia [8].

Provinsi Kalimantan Timur berada pada urutan ketiga provinsi dengan nilai rata-rata IPM di atas nilai nasional [14]. Meskipun begitu, masih terdapat perbedaan IPM yang cukup signifikan pada setiap kota/kabupaten di Kalimantan Timur [8], hal ini mendorong dilakukannya studi mengenai IPM di Kalimantan Timur untuk memberikan gambaran pada wilayah dengan IPM rendah. Perbedaan tersebut disebabkan oleh faktor-faktor signifikan yang berbeda pada setiap wilayahnya, sehingga jika efek spasial diabaikan maka akan meningkatkan resiko estimator yang bias [18]. Keberadaan efek spasial ini mampu dideteksi oleh Uji Morans [21]. Analisis spasial merupakan metode yang dapat mengakomodasi efek spasial, salah satunya dengan menggunakan *Spatial Durbin Model* (SDM). Model ini menggunakan data spasial area sebagai pendekatannya baik pada variabel respon maupun prediktor dengan melibatkan matriks pembobot di dalam modelnya [13]. Selain pentingnya metode analisis spasial, penggunaan data panel perlu diikuti sertakan pada model. Penggunaan jenis data ini bertujuan agar hasil analisis yang dihasilkan lebih baik dari aspek statistik maupun keseuaian karena dapat mengakomodasi variasi antar unit maupun waktu [24]. Oleh karena itu, metode spasial Durbin data panel dipilih karena mampu mengakomodasi efek spasial dan memiliki variabilitas data yang besar pada data IPM di Kalimantan Timur. Harapannya hasil pemodelan dapat dijadikan

gambaran bagi Badan Otorita dan masyarakat pada pertumbuhan IPM di Indonesia terutama provinsi dengan IPM rendah.

2. METODE PENELITIAN

2.1. Objek dan Variabel Penelitian. Pada penelitian ini, variabel terikat (Y) yang digunakan yaitu Indeks Pembangunan Manusia (IPM). Sedangkan variabel bebas yang terlibat meliputi persentase penduduk miskin (X_1), tingkat partisipasi angkatan kerja (X_2), persentase penduduk (X_3), angka partisipasi murni (X_4), dan persentase rumah tangga menurut fasilitas toilet sendiri (X_5). Selain itu, variabel geografis pun dilibatkan dalam penelitian berupa garis lintang atau *latitude* (u_i) dan garis bujur atau *longitude* (v_1). Seluruh data yang digunakan berupa data panel seimbang berdasarkan tujuh kabupaten dan tiga kota dalam rentang tahun 2020-2022.

2.2. Regresi Data Panel. Data panel merupakan gabungan dari data *cross-section* dan data *time series*. Akibatnya data panel mampu menyediakan data dengan dimensi ruang dan waktu, serta memiliki variabilitas yang besar [24]. Hal ini memungkinkan data panel mampu menghasilkan analisis yang lebih komprehensif. Terdapat tiga jenis data panel, yaitu *Common Effect Model* (CEM), *Fixed Effect Model* (FEM), dan *Random Effect Model* (REM). Pada penelitian ini digunakan jenis data panel model FEM. Model FEM memiliki asumsi bahwa koefisien *slope* konstan dengan *intercept* yang bervariasi untuk setiap individu diakibatkan oleh penambahan variabel *dummy* [12]. Persamaan FEM disajikan pada persamaan (1) yang ditulis dalam bentuk matriks pada persamaan (2).

$$\mathbf{y} = \mathbf{D}\boldsymbol{\mu}_{FEM} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_{FEM} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

$$\begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ \vdots \\ y_{nT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{111} & d_{121} & \dots & d_{1n1} \\ d_{112} & d_{122} & \dots & d_{1n2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{j1T} & d_{j2T} & \dots & d_{jnT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{ji1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{ji2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1nT} & x_{2nT} & \dots & x_{jnT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} \\ \varepsilon_{12} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nT} \end{bmatrix} \quad (2)$$

dengan,

$\mathbf{y}$: vektor yang berisi observasi Y berukuran $[nT \times 1]$

$\mathbf{D}$: matriks variabel *dummy* berukuran $[nT \times n]$

$\boldsymbol{\mu}$: vektor variabel *intercept* berukuran $[n \times 1]$

$\mathbf{X}$: matriks yang berisi observasi X berukuran $[nT \times j]$

$\boldsymbol{\beta}$: vektor parameter berukuran $[j \times 1]$

$\boldsymbol{\varepsilon}$: vektor error berukuran $[nT \times 1]$

d_{kit} : variabel *dummy* ke- k dimana $k = 1, 2, \dots, j$ yang menyatakan unit observasi ke- i pada periode waktu ke- t . Nilai dari $d_{kit} = 1$ untuk unit yang sedang diamati dan $d_{kit} = 0$ untuk lainnya.

Taksiran pada *intercept dummy* dapat disederhanakan dengan memisalkan matriks transformasi pada persamaan 3 [11]. Dengan mengalikan matriks transformasi dengan variabel bebas maupun variabel terikat akan menghilangkan efek individual μ_i sehingga menyebabkan pengamatan individu diukur sebagai deviasi dari rata-rata individunya di setiap waktu [22]. Hal ini dapat ditulis dalam persamaan 4.

$$\mathbf{M}_D = \mathbf{I}_{nT} - \mathbf{D}(\mathbf{D}^T \mathbf{D})^{-1} \mathbf{D}^T \quad (3)$$

$$\mathbf{y}^* = \mathbf{M}_D \mathbf{y} = [y_{it} - \bar{y}_i] \quad \text{dan} \quad \mathbf{X}^* = \mathbf{M}_D \mathbf{X} = [x_{jit} - \bar{x}_{ji}] \quad (4)$$

dengan $\mathbf{I}_{nT}$ adalah matriks identitas berukuran $[nT \times nT]$. Untuk mendapatkan taksiran parameter $\boldsymbol{\mu}$ dan $\boldsymbol{\beta}_{FEM}$ dapat mengaplikasikan metode *Least Squared Dummy Variable* (LSDV) pada persamaan (5) dan persamaan (6) [1].

$$\mu_{FEM} = (D^T D)^{-1} D^T y - (D^T D)^{-1} D^T X \beta_{FEM} \quad (5)$$

$$\beta_{FEM} = [X^T X^*]^{-1} [X^T y^*] \quad (6)$$

Adapun bentuk dari matriks kovarian untuk parameter β_{FEM} yang disajikan pada persamaan (7) [11].

$$\begin{aligned} \text{Var}[\beta_{FEM}] &= s^2 [X^T X^*]^{-1} \\ s^2 &= \frac{\varepsilon_{FEM}^T \varepsilon_{FEM}}{nT - n - j} = \frac{(y - M_D X \beta_{FEM})^T (y - M_D X \beta_{FEM})}{nT - n - j} \end{aligned} \quad (7)$$

2.3. Pemilihan Regresi Data Panel Terbaik. Dalam penelitian ini, model FEM merupakan model yang digunakan karena mampu menampung karakteristik unik di setiap wilayahnya. Untuk memilih model data panel terbaik antara CEM, FEM, dan REM dapat dilakukan melalui dua uji, yaitu uji Hausman dan uji Chow. Apabila H_0 pada kedua uji ditolak maka FEM merupakan model terbaik pada data.

2.3.1. Uji Hausman. Pengujian ini dilakukan untuk menguji apakah terdapat *random effect* pada model, sehingga uji ini dapat digunakan untuk menentukan model *random effect* atau model *fixed effect* yang akan digunakan [2]. Hipotesis yang digunakan:

$H_0 : \text{corr}(x_{it}, \varepsilon_i) = 0$ (Model REM)

$H_1 : \text{corr}(x_{it}, \varepsilon_i) \neq 0$ (Model FEM).

Statistik uji yang digunakan:

$$\chi_{hitung}^2 = \hat{q}^T [\text{Var}(\hat{q})]^{-1} \hat{q} \quad (8)$$

$$\hat{q} = \beta_{FEM} - \beta_{REM}$$

$$\text{Var}(\hat{q}) = \text{Var}(\beta_{FEM}) - \text{Var}(\beta_{REM})$$

dengan,

β_{FEM} : taksiran parameter model FEM

β_{REM} : taksiran parameter model REM

$\text{Var}(\beta_{FEM})$: matriks varians kovarians FEM

$\text{Var}(\beta_{REM})$: matriks varians kovarians REM.

Kriteria uji :

H_0 ditolak jika $\chi_{hitung}^2 > \chi_{(j, \alpha)}^2$.

2.3.2. Uji Chow. Pengujian ini digunakan untuk menguji *joint significance* pada variabel *dummy* yang terdapat pada model FEM, selain itu uji ini digunakan untuk menentukan model terbaik antara FEM atau CEM [11]. Uji ini memiliki hipotesis sebagai berikut.

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_n = \mu$ (Model REM)

H_1 : minimal terdapat satu μ_i yang tidak sama (Model FEM).

Statistik uji yang digunakan:

$$F_{hitung} = \frac{\frac{RRSS - URSS}{n-1}}{\frac{URSS}{nT - n - j}} \quad (9)$$

$$RRSS = y^T y - \beta_{CEM}^T X^T y$$

$$URSS = y^T y - \beta_{FEM}^T X^T y$$

dengan,

URSS : jumlah kuadrat residu pada model FEM

RRSS : jumlah kuadrat residu pada REM .

Kriteria uji yang digunakan:

H_0 ditolak jika $F_{hitung} > F_{(n-1), (nT - n - k)}$.

2.4. Matriks Pembobot Spasial. Matriks pembobot spasial dapat digunakan untuk menentukan bobot antara lokasi pengamat dan lokasi sekitarnya [21]. Perlu dipahami bahwa pembobotan spasial pada data dapat dikuantifikasi dengan menggunakan dua sumber informasi [16]. Dua sumber informasi ini berupa lokasi dalam ruang koordinat, yaitu garis lintang dan bujur, dan hubungan antara unit pengamatan dalam peta (kontiguitas).

2.4.1. Matriks Pembobot Berdasarkan Ketetanggaan. Pendefinisian kontiguitas dapat dilakukan dengan beberapa cara, salah satunya dengan cara *Queen contiguity* [16]. Ketika terdapat dua wilayah di sebelah kanan, kiri, atas, bawah, atau berhubungan sudut secara langsung dari wilayah yang diamati maka didefinisikan:

$$w_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{apabila memenuhi kondisi kontiguitas} \\ 0 & \text{lainnya} \end{cases} \quad (10)$$

Misalnya, ketika wilayah A dan B berada sebelah serta wilayah B berada di atas wilayah C maka wilayah A dan C memiliki hubungan *queen contiguity*.

2.4.2. Matriks Pembobot Berdasarkan Jarak. Pembobotan berdasarkan jarak menggunakan titik koordinat *latitude* (u_i) dan *longitude* (v_i) pada perhitungan bobotnya. Perhitungan bobot dengan metode invers jarak mengacu pada jarak antar lokasi yang sebenarnya, yang kemudian dilakukan invers dan dinormalisasi [6]. Secara matematis, bobot invers jarak didefinisikan sebagai berikut.

$$w_{ij} = \frac{\frac{1}{d_{ik}}}{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j \frac{1}{d_{ik}}} \quad (11)$$

$$d_{ik} = \sqrt{(u_i - u_k)^2 + (v_i - v_k)^2}$$

dengan,

d_{ik} : jarak wilayah i ke wilayah j

u_i : garis lintang atau *latitude* wilayah i

v_i : garis bujur atau *longitude* wilayah i .

2.5. Uji Dependensi Spasial. Uji Moran's I digunakan untuk memverifikasi ada atau tidaknya autokorelasi serta besarnya korelasi pada model [21]. Pengujian Moran's I (I_M) dapat menggunakan hipotesis:

$H_0 : I_M = 0$ (Tidak terdapat dependensi spasial)

$H_1 : I_M \neq 0$ (Terdapat dependensi spasial).

Statistik uji yang digunakan :

$$Z_{hitung} = \frac{I_M - E(I_M)}{\sqrt{Var(I_M)}} \quad (12)$$

$$I_M = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j w_{ik} (x_i - \bar{x})(x_k - \bar{x})}{s_0^2 \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j w_{ik}}$$

$$E(I_M) = \frac{-1}{(n-1)}; Var(I_M) = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2}{(n^2 - 1) S_0^2} - [E(I_M)]^2$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j w_{ik}; S_1 = \frac{\sum_{i \neq k}^n (w_{ik} + w_{ki})^2}{2}; S_2 = \sum_{k=1}^j (w_{ik} + w_{ki})^2$$

dengan,

I_M : nilai Indeks Moran

$E(I_M)$: *expected value* Indeks Moran

$Var(I_M)$: varians Indeks Moran.

Kriteria uji :

H_0 ditolak jika $-Z_{hitung} \leq -Z_{(\alpha/2)}$ atau $Z_{hitung} \leq Z_{(\alpha/2)}$.

2.6. Scatterplot Moran. Pola pengelompokan dan distribusi antara lokasi dapat dilakukan menggunakan *Moran's Scatterplot*. Pengelompokan wilayah dilakukan melalui nilai pengujian rata-rata telah distandarisasi yang diambil berdasarkan lokasi yang berdekatan dengan lokasi yang bersangkutan [10]. Berikut ilustrasi pola pengelompokan berdasarkan *Moran's Scatterplot*.



GAMBAR 1. Ilustrasi *Scatterplot Moran*

Gambar 1 menunjukkan keempat kuadran yang masing-masingnya menggambarkan tinggi atau rendahnya nilai pengamatan. Kuadran I (*High-high*) menunjukkan area dengan nilai pengamatan yang tinggi cenderung dikelilingi oleh area dengan nilai pengamatan tinggi pula, Kuadran II (*Low-High*) menunjukkan area dengan nilai pengamatan rendah yang dikelilingi oleh area dengan nilai pengamatan tinggi, Kuadran III (*High-Low*) menunjukkan area dengan nilai pengamatan tinggi yang dikelilingi oleh area dengan nilai pengamatan rendah, dan Kuadran IV (*Low-Low*) menunjukkan area dengan nilai pengamatan rendah dikelilingi oleh area dengan nilai pengamatan yang rendah pula.

2.7. Spasial Durbin Data Panel. Model spasial Durbin data panel yang digunakan merupakan model spasial Durbin yang mencakup efek tetap (*fixed effect*). Model ini memiliki persamaan umum yang disajikan pada persamaan 13 dan dapat ditulis seperti persamaan 14. [2].

$$\mathbf{y} = \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + (\mathbf{I}_T^* \otimes \mathbf{I}_n)\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}; \boldsymbol{\varepsilon} \stackrel{\text{iid}}{\sim} \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}, \sigma^2) \quad (13)$$

$$\mathbf{y} = \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{y} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\gamma} + (\mathbf{I}_T^* \otimes \mathbf{I}_n)\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (14)$$

dengan,

- ρ : parameter *lag* spasial variabel terikat
- $\mathbf{W}$: matriks pembobot spasial berukuran $[nT \times nT]$
- $\boldsymbol{\beta}$: vektor parameter berukuran $[j \times 1]$
- $\boldsymbol{\theta}$: vektor parameter *lag* spasial variabel bebas berukuran $[j \times 1]$
- $\mathbf{I}_T^*$: vektor baris 1 yang berukuran bebas berukuran $[T \times 1]$
- $\mathbf{I}_n$: matriks identitas berukuran berukuran $[n \times n]$.

2.8. Model Spasial Durbin Data Panel. Berdasarkan asumsi eror yang berdistribusi normal, metode penaksiran parameter pada model spasial Durbin data panel dapat dilakukan menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) [2]. Berdasarkan teori transformasi, fungsi kepadatan peluang untuk $\mathbf{y}$ atau fungsi likelihoodnya disajikan sebagai berikut [7].

$$L(\boldsymbol{\gamma}, \sigma^2) = f(\mathbf{y}|\mathbf{Z}; \boldsymbol{\gamma}, \sigma^2) = f(\boldsymbol{\varepsilon}|\mathbf{Z}; \boldsymbol{\gamma}, \sigma^2) \left| \frac{\partial \boldsymbol{\varepsilon}}{\partial \mathbf{y}} \right| \quad (15)$$

$$L(\boldsymbol{\gamma}, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{nT}{2}} (\sigma^2)^{\frac{nT}{2}}} \exp \left[-\frac{\boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon}}{2\sigma^2} \right] |\mathbf{I}_{nT} - \rho \mathbf{W}| \quad (16)$$

Adapun fungsi loglikelihood [9]:

$$\ln L(\gamma, \sigma^2) = -\frac{nT}{2} \ln(\pi\sigma^2) \left[-\frac{\varepsilon^T \varepsilon}{2\sigma^2} \right] + T \ln |\mathbf{I}_{nT} - \rho \mathbf{W}| \quad (17)$$

Taksiran parameter μ, σ^2, γ didapatkan dengan memaksimalkan persamaan (17) [9].

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} (\mathbf{I}_T^* \otimes \mathbf{I}_n)^T (\mathbf{A} \mathbf{y} - \mathbf{Z} \gamma) \quad (18)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{(\mathbf{A} \mathbf{y}^* - \mathbf{Z}^* \gamma)^T (\mathbf{A} \mathbf{y}^* - \mathbf{Z}^* \gamma)}{nT} \quad (19)$$

$$\hat{\gamma} = (\mathbf{Z}^{*T} \mathbf{Z}^*)^{-1} \mathbf{y}^* - (\mathbf{Z}^{*T} \mathbf{Z}^*)^{-1} \mathbf{Z}^{*T} \rho (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{y}^* \quad (20)$$

dengan $\mathbf{A} = (\mathbf{I}_{nT} - \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}))$. Dalam memperoleh taksiran ρ , dapat dilakukan penambahan dua regresi tambahan menggunakan metode OLS yang dimana koefisien regresi ini tidak akan bergantung kepada parameter lain [4]. Kedua koefisien regresi tambahan diperoleh melalui persamaan (20) sebagai berikut [9].

$$\hat{\gamma} = \mathbf{b}_0 - \rho \mathbf{b}_1 \quad (21)$$

$$\mathbf{b}_0 = (\mathbf{Z}^{*T} \mathbf{Z}^*)^{-1} \mathbf{y}^* \quad (22)$$

$$\mathbf{b}_1 = (\mathbf{Z}^{*T} \mathbf{Z}^*)^{-1} \mathbf{Z}^{*T} \rho (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{y}^* \quad (23)$$

Estimator OLS $\mathbf{b}_0$ diperoleh dari regresi $\mathbf{Z}^*$ terhadap $\mathbf{y}^*$ menghasilkan residual ε_0^* . Begitupun pada estimator $\mathbf{b}_1$ yang diperoleh dari regresi $(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})$ terhadap $\mathbf{y}^*$ dan menghasilkan residual ε_1^* [9].

$$\varepsilon_0^* = \mathbf{y}^* - \mathbf{Z}^* \mathbf{b}_0 \quad (24)$$

$$\varepsilon_1^* = (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{y}^* - \mathbf{Z}^* \mathbf{b}_1 \quad (25)$$

Untuk mempermudah perhitungan, $|\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}|$ dapat diuraikan menjadi $\prod_{i=1}^n (1 - \rho \omega_i)$ dengan ω_i merupakan nilai eigen dari matriks $\mathbf{W}$ [4]. Taksiran ρ diperoleh dengan melakukan iterasi numerik untuk mendapatkan nilai ρ yang konvergen terhadap persamaan berikut ini [2].

$$\ln L^*(\gamma, \sigma^2) = -\frac{nT}{2} \ln(2\pi) - \frac{nT}{2} \ln \left(\frac{(\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*)^T (\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*)}{nT} \right) + T \ln |\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}| \quad (26)$$

$$f(\rho) = C - \frac{nT}{2} \ln \left((\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*)^T (\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*) \right) + T \ln \left| \prod_{i=1}^n (1 - \rho \omega_i) \right| \quad (27)$$

Iterasi numerik dapat dilakukan dengan menghampiri Nilai fungsi $f(\rho)$ oleh deret Taylor berderajat dua di sekitar nilai estimasi parameternya. Proses ini disebut dengan iterasi *Newton-Raphson*. Deret Taylor derajat dua dari $f(\rho)$ disekitar initial value $\hat{\rho}^{(0)}$ yaitu [23]:

$$\hat{\rho}^{(l+1)} = \hat{\rho}^{(l)} - \left[f''(\hat{\rho}^{(l)}) \right]^{-1} f'(\hat{\rho}^{(l)}) \quad (28)$$

$$f'(\hat{\rho}^{(l)}) = nT \left(\frac{\varepsilon_0^{*T} \varepsilon_1^* - \rho \varepsilon_1^{*T} \varepsilon_1^*}{(\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*)^T (\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*)} \right) - T \sum_{i=1}^n \frac{\omega_i}{1 - \rho \omega_i}$$

$$\begin{aligned} f''(\hat{\rho}^{(l)}) = & -nT \left(\frac{(\varepsilon_0^{*T} \varepsilon_1^* - \rho \varepsilon_1^{*T} \varepsilon_1^*) (-2\varepsilon_0^{*T} \varepsilon_1^* + 2\rho \varepsilon_1^{*T} \varepsilon_1^*) + \varepsilon_1^{*T} \varepsilon_1^* (\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*)^T (\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*)}{\left((\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*)^T (\varepsilon_0^* - \rho \varepsilon_1^*) \right)^2} \right) \\ & + T \sum_{i=1}^n \frac{\omega_i^2}{(1 - \rho \omega_i)^2} \end{aligned}$$

Initial value yang diambil adalah $\hat{\rho}^{(0)} = \frac{1}{\omega_{min}}$, dimana ω_{min} merupakan nilai eigen terkecil dari matriks W [4]. Proses iterasi berhenti ketika nilai dari $\hat{\rho}$ konvergen yaitu ketika nilai $|\hat{\rho}^{(l+1)} - \hat{\rho}^{(l)}| < \tau$, dimana τ merupakan bilangan positif dengan nilai nol yang menggambarkan seberapa jauh nilai estimasi dari nilai sebenarnya, biasanya $\tau = 10^{-15}$.

2.9. Mean Absolute Precentage Error (MAPE). MAPE digunakan untuk mengevaluasi metode peramalan dengan mengambil selisih nilai aktual dan nilai prediksi lalu hasilnya dirata-ratakan untuk semua pengamatan [15]. MAPE memiliki persamaan sebagai berikut.

$$MAPE = \frac{\left(\sum_{i=1}^n \frac{|y_{it} - \hat{y}_{it}|}{y_{it}} \right)}{n} \times 100 \quad (29)$$

dengan,

y_{it} : data aktual ke- i pada waktu ke- t

$\hat{y}_{it}$: data prediksi ke ke- i pada waktu ke- t .

Semakin kecil nilai MAPE, semakin baik peramalan tersebut. Berikut merupakan skala penilaian akurasi MAPE [15].

TABEL 1. Skala akurasi MAPE

Skala MAPE	Tingkat akurasi
$\leq 10\%$	Prediksi sangat akurat
$10\% < MAPE \leq 20\%$	Prediksi akurat
$20\% < MAPE \leq 50\%$	Prediksi wajar
$> 50\%$	Prediksi tidak akurat

2.10. Koefisien Determinasi (R^2). Koefisien determinasi biasai digunakan untuk menentukan kecocokan model yang digunakan [21]. Selain itu, koefisien regresi mampu mencari sebesar apa pengaruh varians variabel dapat digunakan [19].

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (y_{it} - \hat{y}_{it})^2} \quad (30)$$

Semakin nilai R^2 mendekati satu, maka model semakin mampu menjelaskan variabilitas pada data. Berikut merupakan skala nilai koefisien determinasi [19].

TABEL 2. Skala koefisien determinasi

Skala R^2	Tingkat hubungan
$0 \leq R^2 < 0,2$	Sangat rendah
$0,2 \leq R^2 < 0,4$	Rendah
$0,4 \leq R^2 < 0,6$	Sedang
$0,6 \leq R^2 < 0,8$	Kuat
$0,8 \leq R^2 \leq 1$	Sangat Kuat

2.11. Pengujian Asumsi. Asumsi yang harus dipenuhi dalam menganalisis model regersi adalah sebagai berikut.

2.11.1. *Normalitas*. Uji *Jarque-Bera* (JB) biasa digunakan untuk mengetahui apakah residual dari model berdistribusi normal atau tidak [12]. Uji JB memiliki hipotesis:

H_0 : $E(\varepsilon_{it}) = 0$ (Residu berdistribusi normal)

H_1 : $E(\varepsilon_{it}) \neq 0$ (Residu tidak berdistribusi normal).

Statistik ujinya:

$$JB = \frac{n}{6} \left[SK^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right] \quad (31)$$

$$SK = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^3}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^2 \right]^{\frac{3}{2}}}$$

$$K = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^4}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^2 \right]^2}$$

dengan,

SK : nilai *skewness* residual

K : nilai *kurtosis* residual.

Kriteria uji:

H_0 ditolak jika $JB \geq \chi_{\alpha;2}^2$.

2.11.2. *Homoskedastisitas*. Asumsi homoskedastisitas berarti bahwa varians dari residual bersifat konstan antara satu pengamatan dengan pengamatan yang lain, apabila asumsi ini tidak terpenuhi maka akan terjadinya heteroskedastisitas yang menyebabkan estimator menjadi tidak efisien [5]. Dalam mendeteksi adanya heteroskedastisitas dilakukan pengujian *Breusch-Pagan* (BP) dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : $\sigma_{it}^2 = \sigma^2$ (Terjadi Homoskedastisitas)

H_1 : paling sedikit terdapat satu $\sigma_{it}^2 \neq \sigma^2$ (Terjadi Heteroskedastisitas).

Statistik uji BP:

$$BP = \frac{1}{2} f^T \mathbf{Z} (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T f \quad (32)$$

$$\mathbf{f} = [f_1, f_2, \dots, f_n]$$

$$f_i = \left(\frac{\varepsilon_i^2}{\widehat{\sigma^2}} - 1 \right)$$

$$\widehat{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{it} - \widehat{y}_{it})^2}{nT - j - 1}$$

Kriteria uji:

H_0 ditolak jika $BP > \chi_{\alpha;df=n-1}^2$.

2.11.3. *Multikolinieritas*. Salah satu cara untuk mengetahui adanya multikolinieritas adalah dengan menggunakan *Variance Inflation Factor* (VIF) dengan rumus:

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2} \quad (33)$$

dengan R_k^2 adalah koefisien determinasi dari variabel bebas ke- k . Apabila nilai VIF_k melebihi 10, maka multikolinieritas terjadi pada variabel bebas ke- k .

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1. Uji Multikolinieritas. Nilai VIF dari seluruh variabel bebas (X) di Kalimantan Timur disajikan pada Tabel 3.

TABEL 3. Hasil uji VIF

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
Nilai VIF	3,054548	2,465513	2,573917	1,099425	2,469209

Seluruh variabel bebas pada model memiliki nilai VIF yang kurang dari 10. Hal ini menunjukkan bahwa tidak terdapat multikolinearitas pada model sehingga tidak ada variabel bebas yang perlu dibuang dan seluruh variabel dapat digunakan pada analisis selanjutnya.

3.2. Taksiran Model Regresi Data Panel. Jenis data panel yang digunakan pada model adalah data panel dengan jenis FEM. Hasil taksiran parameter model FEM pada IPM di Kalimantan Timur adalah sebagai berikut.

TABEL 4. Hasil uji VIF

Parameter	Taksiran	t_{hitung}	$p-value$
β_1	1,115774	3,0108	0,00877
β_2	-0,128807	-2,3331	0,03397
β_3	1,591729	1,7166	0,10663
β_4	0,476535	3,1846	0,00615
β_5	0,019264	0,325	0,74966

Hasil taksiran parameter FEM yang disajikan pada Tabel 4 menunjukkan bahwa parameter untuk variabel X_1 , X_2 dan X_4 nilai $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan $t_{hitung} = 1,3406$ dan $p-value < 0,1$ yang berarti H_0 ditolak pada taraf signifikansi 10%. Hal ini menunjukkan bahwa variabel bebas yang selanjutnya digunakan pada pemodelan adalah variabel X_1 , X_2 dan X_4 .

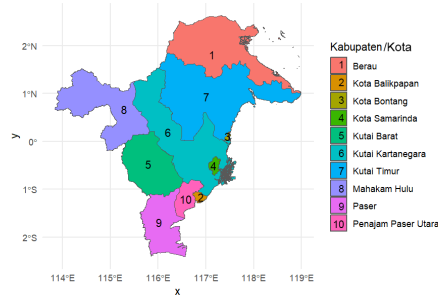
3.3. Uji Hausman dan Uji Chow. Model FEM dapat dicapai apabila model sesuai secara statistik dengan melakukan uji Hausman pada persamaan (8) dan uji Chow pada persamaan (9). Tabel 5 menunjukkan hasil dari kedua uji tersebut.

TABEL 5. Hasil uji Chow dan uji Hausman

Jenis Uji	Statistik	$p-value$
Uji Chow	24,56	2,108e-07
Uji Hausman	46,965	5,776e-09

Hasil uji Hausman memperoleh nilai $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{tabel}$ dimana $\chi^2_{tabel} = 9,24$ dan $p-value < 0,1$ sehingga H_0 ditolak pada tingkat signifikansi 10% dengan arti jenis data panel FEM lebih baik ketimbang CEM. Selain itu untuk uji Chow diperoleh nilai $F_{hitung} > F_{tabel}$ dimana $F_{tabel} = 0,000732397$ dan $p-value < 0,1$ sehingga H_0 ditolak pada tingkat signifikansi 10% dengan begitu jenis data panel FEM lebih baik ketimbang REM.

3.4. **Matriks Bobot.** Berikut disajikan peta dari Kalimantan Timur pada Gambar 2.



GAMBAR 2. *Peta Kalimantan Timur*

Berdasarkan Gambar 2, matriks bobot terstandarisasi berdasarkan queen contiguity dari kesepuluh kabupaten/kota dari Kalimantan Timur adalah sebagai berikut.

$$W_c^* = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,5 & 0 & 0 & 0 & 0,5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,5 & 0,5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,25 & 0 & 0,25 & 0,25 & 0,25 \\ 0 & 0,143 & 0,143 & 0,143 & 0,143 & 0 & 0,143 & 0,143 & 0 & 0,143 \\ 0,334 & 0 & 0,334 & 0 & 0 & 0,334 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,5 & 0,5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0,5 \\ 0 & 0,25 & 0 & 0 & 0,25 & 0,25 & 0 & 0 & 0,25 & 0 \end{bmatrix}$$

Selain menggunakan ketetanggaan, pembobotan spasial pun dapat dilakukan berdasarkan jarak dari wilayah-wilayah yang diamati. Matriks bobot berdasarkan invers jarak dari kesepuluh kabupaten/kota dari Kalimantan Timur adalah sebagai berikut.

$$W_d^* = \begin{bmatrix} 0 & 0,0793 & 0,1389 & 0,1075 & 0,0832 & 0,1064 & 0,02382 & 0,0939 & 0,0728 & 0,0797 \\ 0,0049 & 0 & 0,0105 & 0,0179 & 0,0111 & 0,0193 & 0,0065 & 0,0053 & 0,0263 & 0,8982 \\ 0,0752 & 0,0918 & 0 & 0,2215 & 0,0673 & 0,1855 & 0,1459 & 0,0488 & 0,0707 & 0,0929 \\ 0,0358 & 0,0963 & 0,1364 & 0 & 0,0521 & 0,4323 & 0,0543 & 0,0308 & 0,0633 & 0,0983 \\ 0,0604 & 0,1291 & 0,0903 & 0,1136 & 0 & 0,1292 & 0,0672 & 0,1088 & 0,1721 & 0,1293 \\ 0,0353 & 0,1032 & 0,1136 & 0,4299 & 0,0589 & 0 & 0,0509 & 0,0326 & 0,0698 & 0,1055 \\ 0,1834 & 0,0802 & 0,2074 & 0,1254 & 0,0712 & 0,1183 & 0 & 0,0647 & 0,0685 & 0,0808 \\ 0,1078 & 0,0978 & 0,1035 & 0,1059 & 0,1717 & 0,1127 & 0,0963 & 0 & 0,1059 & 0,0981 \\ 0,0391 & 0,2277 & 0,0701 & 0,0108 & 0,1269 & 0,1129 & 0,0477 & 0,0495 & 0 & 0,2243 \\ 0,0049 & 0,8976 & 0,0106 & 0,0183 & 0,0111 & 0,0197 & 0,0065 & 0,0053 & 0,0259 & 0 \end{bmatrix}$$

3.5. **Uji Dependensi Spasial.** Berikut merupakan hasil analisis Moran's I berdasarkan matriks pembobot ketetanggaan.

TABEL 6. Hasil uji Morans berdasarkan ketetanggaan

Variabel	Tahun	I_M	Z_{hitung}	$p-value$
X_1	2020	-0,02679	0,3619	0,3587
X_1	2021	0,01602	0,5444	0,2931
X_1	2022	0,03927	0,6477	0,2586
X_2	2020	0,04073	0,7025	0,2412
X_2	2021	0,14254	0,7025	0,1185
X_2	2022	-0,18148	-0,2979	0,6171
X_4	2020	0,26985	1,715	0,0431
X_4	2021	0,31317	1,9288	0,0268
X_4	2022	0,32803	1,9168	0,0276

Variabel X_4 memiliki nilai $p-value < 0,1$ serta nilai $|Z_{hitung}| > |Z_{tabel}|$ dimana $Z_{tabel} = -1,64$ yang berarti H_0 ditolak. Hal ini menyebabkan variabel X_4 memiliki autokorelasi spasial menggunakan matriks pembobot ketetanggaan. Berikutnya disajikan hasil analisis Moran's I berdasarkan matriks pembobot jarak.

TABEL 7. Hasil uji Morans berdasarkan jarak

Variabel	Tahun	I_M	Z_{hitung}	$p-value$
X_1	2020	-0,11167	-0,0031	0,5012
X_1	2021	-0,08468	0,1437	0,4428
X_1	2022	-0,07398	0,2033	0,4194
X_2	2020	-0,04232	0,4092	0,3412
X_2	2021	0,02675	0,8274	0,204
X_2	2022	-0,07399	0,1993	0,421
X_4	2020	-0,02451	0,4991	0,3088
X_4	2021	-0,01342	0,5694	0,2845
X_4	2022	0,00368	0,6384	0,2616

Seluruh variabel memiliki nilai $p-value > 0,1$ serta nilai $|Z_{hitung}| < |Z_{tabel}|$ dimana $Z_{tabel} = -1,64$ yang berarti H_0 diterima. Hal ini menyebabkan seluruh variabel tidak memiliki autokorelasi spasial menggunakan matriks pembobot ketetanggaan. Oleh karena itu, variabel X_4 dengan matriks pembobot ketetanggaan digunakan pada analisis selanjutnya.

3.6. Taksiran Parameter Model Spasial Durbin Data Panel. Nilai taksiran parameter model spasial durbin data panel didapatkan sebagai berikut.

TABEL 8. Hasil taksiran parameter model spasial Durbin data panel

Parameter	Hasil Taksiran
$\hat{\rho}$	0,919301
$\hat{\beta}$	0,008833966
$\hat{\theta}$	-0,01677475

Parameter yang telah diperoleh kemudian disubsitusi ke persamaan (13) dan diperoleh model untuk data IPM di Kalimantan Timur menggunakan spasial Durbin data panel sebagai berikut.

$$\hat{y} = 0,919301 (\mathbf{I}_{nT} \otimes \mathbf{W}) \mathbf{y} + 0,008834 \mathbf{X}_4 - 0,016775 (\mathbf{I}_{nT} \otimes \mathbf{W}) \mathbf{X}_4 + \left(\mathbf{I}_T^* \otimes \mathbf{I}_n \right) \boldsymbol{\mu} \quad (34)$$

$$\hat{y} = \left(\mathbf{I}_{nT} - 0,919301 \left(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W} \right) \right)^{-1} (0,008834\mathbf{X} + \left(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W} \right) - 0,016775\mathbf{X} + \left(\mathbf{I}_T^* \otimes \mathbf{I}_n \right) \mu) \quad (35)$$

Berdasarkan model di atas, dapat diartikan bahwa kenaikan IPM di wilayah sekitar akan meningkatkan IPM di wilayah tersebut sebesar 0,91301. Nilai koefisien angka partisipasi murni di suatu kabupaten/kota mengalami kenaikan sebesar 1% begitu pula nilai IPM akan naik sebesar 0,008834. Selain itu apabila angka partisipasi murni di wilayah tersebut mengalami kenaikan maka nilai IPM di wilayah lain akan turun sebesar -0,016775.

3.7. Nilai Koefisien Determinasi. Model yang telah diperoleh kemudian dihitung nilai koefisien determinasinya menggunakan persamaan (30) dan diperoleh nilai sebagai berikut.

TABEL 9. Nilai koefisien determinasi

Nilai R^2	Tingkat hubungan
0,9992417	Sangat kuat

Untuk itu dapat diartikan bahwa 99,92417% data IPM di Kalimantan Timur pada model dapat dijelaskan oleh variabel APM, dan 0,07583398% dijelaskan oleh variabel lain termasuk eror dalam model. Hal ini disebabkan karena terdapat faktor lain yang mempengaruhi IPM di Kalimantan Timur yang tidak dilibatkan dalam model. Dengan begitu, model spasial durbin data panel merupakan model yang baik karena seluruh variabel mampu menjelaskan data IPM di Kalimantan Timur.

3.8. Nilai MAPE. MAPE yang diperoleh disajikan pada Tabel 10.

TABEL 10. Nilai MAPE

Nilai MAPE	Tingkat akurasi
4,569622%	Sangat akurat

Hal ini menunjukkan bahwa model spasial Durbin *fixed effect* memiliki tingkat kesalahan sebesar 4,569622% dengan tingkat akurasi yang sangat akurat. Oleh karena itu, model spasial Durbin *fixed effect* dapat digunakan untuk memprediksi pengaruh lokasi pada variabel IPM serta variabel APM dan variabel APM terhadap data IPM di Kalimantan Timur.

3.9. Uji Asumsi. Pada pengujian asumsi klasik digunakan uji Jarque-Bera (JB) dan uji Breusch-Pagan (BP). Hasil dari uji JB disajikan pada Tabel 11.

TABEL 11. Hasil uji normalitas

Nilai JB	p -value
1,0839	0,5816

Berdasarkan Tabel 10 untuk uji JB diperoleh nilai p -value > 0.1 sehingga H_0 diterima pada tingkat signifikansi 10% dengan arti bahwa residual pada model berdistribusi normal. Selanjutnya disajikan hasil dari uji BP pada Tabel 12.

TABEL 12. Hasil uji heterogenitas

Nilai BP	p -value
1,2748	0,5287

Berdasarkan Tabel 4.11 untuk uji BP diperoleh nilai $p - value > 0.1$ sehingga H_0 diterima pada tingkat signifikansi 10% dengan arti bahwa tidak terdapat heterogenitas pada data.

4. SIMPULAN

Hasil uji Hausman dan uji Chow menunjukkan bahwa model data panel terbaik yang digunakan adalah FEM. Selain itu, uji autokorelasi spasial menunjukkan bahwa terdapat autokorelasi positif pada variabel APM. Berdasarkan nilai koefisien determinasi dan MAPE yang didapat, model spasial Durbin data panel merupakan model yang sangat akurat dengan nilai MAPE sebesar 4,569622% serta merupakan model yang baik dengan nilai koefisien determinasi sebesar 0,99924. Model yang didapatkan harapannya mampu memberikan gambaran bagi Badan Otorita dan masyarakat pada pertumbuhan IPM di Kalimantan Timur untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi IPM di berbagai wilayah di Kalimantan Timur.

Ucapan Terimakasih.

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Rektor Universitas Padjadjaran yang telah memberikan dana untuk diseminasi hasil penelitian dosen dan mahasiswa melalui *Academic Leadership Grant* tahun 2024 dengan nomor kontrak: 1425/UN6.3.1/PT.00/2024 serta kepada reviewer yang telah memberikan saran untuk melengkapi penulisan paper ini.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Ahmad, N. A., & Raupong, R., 2023, Estimation Of Parameter Regression Panel Data Model Using Least Square Dummy Variable Method, *Jurnal Matematika, Statistika Dan Komputasi Volume 20, Issue 1*, pages 221–228.
- [2] Alviani, L. O., Kurniati, E., & Badruzzaman, F. H., 2021, Penggunaan Regresi Data Panel pada Analisis Indeks Pembangunan Manusia, *Jurnal Riset Matematika Volume 1, Issue 2*, pages 99–108.
- [3] Alvitiani, S., Yasin, H., & Mukid, M. A. (2019) 'Pemodelan Data Kemiskinan Provinsi Jawa Tengah Menggunakan Fixed Effect Spatial Durbin Model', *Jurnal Gaussian*, 8(2), pp. 220–232.
- [4] Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic, Dordrecht.
- [5] Andriani, S., 2017, Uji Park Dan Uji Breusch Pagan Godfrey Dalam Pendeteksian Heteroskedastisitas Pada Analisis Regresi, *Al-Jabar: Jurnal Pendidikan Matematika Volume 8, Issue 1*, pages 63–72.
- [6] Arini, N. F., Huda, N. M., & Andani, W., 2023, Perbandingan Matriks Bobot Invers Jarak dan Bobot Seragam pada Model Gstar (1;1) untuk Data Indeks Harga Konsumen (Studi Kasus: Indeks Harga Konsumen di Kalimantan Barat). *Tensor: Pure and Applied Mathematics Journal Volume 4, Issue 1*, pages 27–36.
- [7] Aw, A., 2019, Modeling Spatial Spillovers of Divorce in Senegal Using Spatial Durbin Model: A Maximum Likelihood Estimation Approach, *American Journal of Theoretical and Applied Statistics Volume 8, Issue 1*, pages 1-6.
- [8] Badan Pusat Statistik, "Indeks Pembangunan Manusia 2023," Jakarta: Badan Pusat Statistik, 2023.
- [9] Elhorst, J.P., 2014, *Spatial Econometrics: from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Springer, Heidelberg.
- [10] Fat'Ha, N., & Sutanto, H. T., 2020, Identifikasi Autokorelasi Spasial pada Pengangguran di Jawa Timur menggunakan Indeks Moran, *Jurnal Ilmiah Matematika Volume 8, Issue 2*, pages 89–92.
- [11] Greene, W. H., 2003, *Econometrics Analysis*, New Jersey, Pearson Education Internasional.
- [12] Gujarati, D.N., 2004, *Basic Econometrics*, 4th Edition, McGraw-Hill Companies.
- [13] Hasiru, L. S., Djakaria, I., & Hasan, I. K., 2022, Penerapan Model Spasial Durbin dengan Uji Lanjutan Local Indicator of Spatial Autocorrelation untuk Melihat Penyebaran Stunting di Kabupaten Bone Bolango, *Jambura Journal of Probability and Statistics Volume 3, Issue 1* pages 19–28.
- [14] Kusnandar, V. B., 2022, Indeks Pembangunan Manusia DKI Jakarta Tertinggi Nasional pada 2022, *Online*, <https://databoks.katadata.co.id/datapublish/2022/11/17/indeks-pembangunan-manusia-dki-jakarta-tertinggi-nasional-pada-2022-on-march-23-2024>.
- [15] Lawrence, K. D., Klimberg, R. K., & Lawrence, S. M., 2009, *Fundamentals of forecasting using Excel*, Industrial Press.
- [16] Lesage, J. P., 1999, *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, Morgantown: Regional Research Institute.

- [17] Rosa, M., & Yozza, H., 2020, Pemodelan Indeks Pembangunan Manusia Menggunakan Analisis Regresi Spasial di Provinsi Jawa Timur, *Jurnal Matematika UNAND Volume 9, Issue 4*, pages 347–356.
- [18] Septiyanto, W. K., & Tusianti, E., 2020, Analisis Spasial Tingkat Pengangguran Terbuka di Provinsi Jawa Barat. *Jurnal Ekonomi Indonesia Volume 9, Issue 2*, pages 119–131.
- [19] Sugiyono, 2019, *Metode Penelitian Kuantitatif, Kualitatif, dan R&D*, Alfabeta.
- [20] Susilawati, S., 2024, Perbandingan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) di Provinsi DKI Jakarta dan NTB tahun 2003-2022, *Online*, https://www.kompasiana.com/syifasusilawatiofficial2761/64b513f84addee53bb420c36/perbandingan-indeks-pembangunan-manusia-ipm-di-provinisi-dki-jakarta-dan-ntb-tahun-2003-2022?page=all&page_images=2 on May 21, 2024.
- [21] Tsanawafa, A., Kusuma, D. A., & Ruchjana, B. N., 2023, Penerapan Model Spatial Autoregressive Exogenous pada Data Penetapan Warisan Budaya Takbenda di Pulau Jawa. *Jurnal Matematika Integratif Volume 19, Issue 2*, pages 137-147.
- [22] Verbeek, M., 2004, *A Guide to Modern Econometrics, 2nd edition*, John Wiley & Sons Inc.
- [23] Winkelmann, R., 2008, *Econometric Analysis of Count Data. 5th Edition*, Springer-Verlag, Berlin.
- [24] Zarkasi, R. N., Sifriyani, S., & Prangga, S., 2021, Identifikasi Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Indeks Pembangunan Manusia di Kalimantan Menggunakan Regresi Panel, *BAREKENG: Jurnal Ilmu Matematika Dan Terapan Volume 15, Issue 2*, pages 277–282.