

The GRDP Per Capita Gap between Provinces in Indonesia and Modeling with Spatial Regression

Ketimpangan PDRB Per Kapita Antar Provinsi Di Indonesia Serta Pemodelan Dengan Regresi Spasial

Desy Wasani¹, Setyorini Indah Purwanti²

¹ Badan Pusat Statistik Provinsi Sulawesi Selatan

¹ Badan Pusat Statistik Kota Surabaya

Email address: ¹ dwasani@bps.go.id, ² setyorini@bps.go.id

Abstract

Gross Regional Domestic Product (GRDP) is one of the key indicators to determine the economic conditions in an area within a certain period, both based on current prices and constant prices. The GRDP per capita shows the value of GRDP divided by the mid-year population. According to data from Statistic Indonesia (BPS), the distribution of GRDP is concentrated in Java. About 59 percent of Indonesia's economy in 2021 was contributed by Java. The contribution of other islands is not more than 10 percent, except for Sumatra at 21 percent. One of the government's policies to equalize the economy announced in 2019 was the relocation of the nation's capital city from DKI Jakarta to East Kalimantan. This policy has generated polemics in various circles of society regarding priorities, urgency, procedures, and risks. The economic inequality between regions in Indonesia involves various regions or provinces with different characteristics. Spatial regression is a model that accommodates spatial effects because the observation unit is a location. The aim of this study is to determine the level of economic disparities between provinces in Indonesia, resulting in the decision to relocate the nation's capital city. In addition, the aim is to determine the significance of several factors that affect GRDP per capita as a measure of regional prosperity, namely population density, number of workers, and the Human Development Index.

Keywords: economic inequality, GRDP per capita, spatial regression.

Abstrak

Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) merupakan salah satu indikator penting untuk mengetahui kondisi ekonomi di suatu daerah dalam suatu periode tertentu, baik atas dasar harga berlaku maupun harga konstan. Adapun PDRB per kapita menunjukkan nilai PDRB yang dibagi dengan jumlah penduduk pertengahan tahun. Menurut data Badan Pusat Statistik (BPS), distribusi persentase PDRB terkonsentrasi di Pulau Jawa, dimana 59 persen ekonomi



Indonesia di tahun 2021 disumbang oleh Pulau Jawa. Kontribusi pulau lain tidak lebih dari 10 persen, kecuali Sumatra 21 persen. Salah satu kebijakan pemerintah dalam upaya pemerataan ekonomi yang diumumkan pada tahun 2019 adalah pemindahan ibu kota negara dari DKI Jakarta ke Kalimantan Timur. Kebijakan ini menuai polemik di berbagai kalangan masyarakat terkait prioritas, urgensi, prosedur, dan risiko. Ketimpangan ekonomi antar wilayah di Indonesia ini melibatkan berbagai daerah atau provinsi dengan karakteristiknya yang berbeda-beda. Regresi spasial merupakan salah satu model yang mengakomodir adanya efek spasial karena unit observasi berupa lokasi atau wilayah. Penelitian ini dilakukan untuk mengetahui sejauh mana ketimpangan ekonomi antar provinsi di Indonesia sehingga melahirkan keputusan pemindahan ibu kota. Di samping itu juga untuk mengetahui signifikansi beberapa faktor yang diduga berpengaruh terhadap PDRB per kapita sebagai salah satu tolak ukur kemakmuran wilayah, yaitu kepadatan penduduk, jumlah tenaga kerja, dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM).

Kata kunci: ketimpangan ekonomi, PDRB per kapita, regresi spasial.

1. PENDAHULUAN

Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) merupakan salah satu indikator penting untuk mengetahui kondisi ekonomi di suatu daerah dalam suatu periode, baik atas dasar harga berlaku maupun harga konstan. Adapun PDRB per kapita menunjukkan nilai PDRB yang dibagi dengan jumlah penduduk suatu daerah (BPS, 2022). Artinya, PDRB Per kapita dapat menjadi gambaran rata-rata kondisi ekonomi per penduduk di suatu daerah dalam suatu periode. Oleh karenanya, PDRB per kapita sering digunakan sebagai tolak ukur tingkat kemakmuran dan tingkat pembangunan suatu wilayah, meskipun di dalam wilayah itu pasti terdapat ketimpangan secara ekonomi.

Menurut data Badan Pusat Statistik (BPS), distribusi persentase PDRB terkonsentrasi di Pulau Jawa, dimana 59 persen ekonomi Indonesia di tahun 2021 disumbang oleh Pulau Jawa. Sedangkan kontribusi pulau lain tidak lebih dari 10 persen, kecuali Sumatra 21 persen. Apabila dilihat menurut provinsi, PDRB DKI Jakarta tahun 2021 mencapai 2.914 triliun rupiah atau setara 17,19 persen, tidak terpaud jauh dengan provinsi di Pulau Jawa seperti Jawa Barat yang menyumbang 13,03 persen, Jawa Timur menyumbang 14,48 persen, dan Jawa Tengah menyumbang 8,38 persen ekonomi Indonesia. Sementara itu provinsi-provinsi lain menyumbang 5 persen atau kurang. Kondisi ini sangat jauh dari perekonomian yang merata. DKI Jakarta sebagai pusat pemerintahan, bisnis, perdagangan dan jasa dengan sumbangan PDRB terbesar, membuat capaian PDRB per kapita yang sangat jauh di atas provinsi lain yaitu mencapai 274 juta rupiah. Sedangkan rata-rata PDRB per kapita 34 provinsi hanya mencapai 67 juta rupiah (BPS, 2022). Data ini menunjukkan kondisi yang sangat timpang antara Pulau Jawa khususnya DKI Jakarta dengan wilayah lain di Indonesia dalam hal kemampuan ekonomi.

Salah satu kebijakan pemerintah dalam upaya pemerataan ekonomi yang diumumkan pada tahun 2019 adalah pemindahan ibu kota negara dari DKI Jakarta ke Kalimantan Timur. Rancangan Undang-Undang Ibu Kota Negara (RUU IKN) telah resmi disahkan menjadi undang-undang (UU) melalui rapat paripurna DPR RI di awal tahun 2022. Kebijakan ini menuai polemik di berbagai kalangan masyarakat. Dalam sebuah survei yang dilakukan oleh lembaga Median Survei Nasional menunjukkan bahwa 45,3 persen responden menyatakan tidak setuju. Kalangan politisi dan beberapa fraksi di DPR RI menyatakan penolakan atas kebijakan ini dengan berbagai alasan terkait prioritas, urgensi, prosedur, dan risiko. Terkait prosedur, keputusan besar ini belum terdapat dalam Rencana Pembangunan Jangka Menengah Nasional (RPJMN), Rencana

Pembangunan Jangka Panjang Nasional (RPJPN), dan dokumen rencana kerja pemerintah 2019. Terkait risiko, penyiapan infrastruktur daerah tujuan menjadi sebuah tantangan yang tidak mudah dan terdapat kemungkinan penambahan beban anggaran negara jika terjadi kegagalan pembangunan oleh pihak swasta.

Ketimpangan ekonomi antar wilayah di Indonesia ini melibatkan berbagai daerah atau provinsi dengan karakteristik yang berbeda-beda. Penelitian yang juga melibatkan berbagai wilayah sebagai unit observasi dilakukan oleh Ningtias dan Rahayu (2017) dalam memodelkan tingkat pengangguran terbuka di provinsi Jawa Timur dengan regresi spasial. Unit observasinya adalah kabupaten/kota di Jawa Timur. Selanjutnya A'laa dan Sutikno (2018) memodelkan gini rasio dengan regresi spasial, dan unit observasinya kabupaten/kota di provinsi Jawa Timur. Dewi dan Ekaria (2022) memodelkan capaian pembangunan yang diukur dengan IPM menggunakan regresi spasial. Unit analisis dari penelitian tersebut adalah kabupaten/kota di Jawa Tengah. Penelitian yang menggunakan unit observasi berupa wilayah yang saling berbatasan menyebabkan terjadinya autokorelasi spasial. Furková (2021) menyatakan dalam penelitiannya tentang kekhasan lokal dalam proses inovasi regional bahwa inovasi pada suatu daerah memiliki dampak positif pada tingkat inovasi daerah di dekatnya, sehingga estimasi dengan OLS menjadi bias dan tidak konsisten. Amidi, dkk (2020) juga menggunakan pendekatan data spasial dalam meneliti limpahan pertumbuhan di negara-negara Asia.

Handayani, Bendesa, dan Yuliarmi (2016) mengemukakan bahwa penduduk merupakan salah satu faktor yang berpengaruh positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi regional. Kepadatan penduduk yang tinggi akan mampu menambah pendapatan regional sehingga kegiatan ekonomi akan berlangsung secara baik (terjadi kenaikan PDRB). Menurut penelitian Maisaroh dan Risyanto (2018), jumlah tenaga kerja berpengaruh positif dan signifikan secara statistik terhadap PDRB kabupaten/kota di Provinsi Banten. Selain itu, Ranis dan Stewart (2006) menyatakan bahwa pembangunan manusia merupakan kontributor dari stabilnya proses pertumbuhan ekonomi dan tidak hanya berkontribusi terhadap tujuan fundamental pembangunan, tetapi juga sebagai faktor penting terhadap pertumbuhan ekonomi sepanjang waktu. Belanja pemerintah di bidang pendidikan dan kesehatan terbukti berpengaruh secara positif dan signifikan dalam pembangunan manusia. Begitu juga dengan tingkat pendidikan yang memiliki pengaruh terhadap kapabilitas individu serta pemahaman teknologi sebagai syarat dari peningkatan produktivitas ekonomi.

Berdasarkan uraian di atas, maka penelitian dilakukan untuk mengetahui sejauh mana ketimpangan ekonomi antar provinsi di Indonesia sehingga melahirkan keputusan pemindahan ibu kota. Disamping itu juga untuk mengetahui signifikansi beberapa faktor yang diduga berpengaruh terhadap PDRB per kapita sebagai salah satu tolak ukur kemakmuran wilayah, yaitu kepadatan penduduk, jumlah tenaga kerja, dan Indeks Pembangunan Manusia.

2. METODE PENELITIAN

2.1 Data

Data dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik. Unit observasi berupa provinsi yang berjumlah 34 dan tahun observasi adalah tahun 2021. Variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian disajikan dalam Tabel 2.1.

Tabel 2.1. Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan	Satuan
Y	PDRB per kapita	Juta rupiah

X_1	Kepadatan penduduk	Orang/km ²
X_2	Jumlah tenaga kerja	Ribu orang
X_3	IPM	Poin

2.2 Indeks Williamson

Sjafrizal (2012) menyatakan bahwa indeks *Williamson* adalah salah satu indikator yang cukup representatif untuk mengukur tingkat ketimpangan pembangunan antar wilayah. Williamson mengemukakan model V_w (indeks tertimbang atau *weighted index* terhadap jumlah penduduk) dan V_{uw} (tidak tertimbang atau *un-weighted index*) untuk mengukur tingkat ketimpangan pendapatan per kapita suatu negara pada waktu tertentu.

Walaupun indeks ini mempunyai beberapa kelemahan, di antaranya sensitif terhadap definisi wilayah yang digunakan dalam perhitungan, namun demikian indeks ini lazim digunakan dalam mengukur ketimpangan pembangunan antar wilayah. Dasar perhitungan indikator ini menggunakan PDRB per kapita yang dikaitkan dengan jumlah penduduk per daerah. Formulasi indeks *Williamson* yang digunakan yaitu:

$$Iw = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - y)^2 \left(\frac{f_i}{n}\right)}}{y} \quad (2.1)$$

$$0 < Iw < 1$$

Iw = Indeks *Williamson*

y_i = PDRB Per kapita wilayah i

y = Rata-rata PDRB Per kapita seluruh wilayah

f_i = Jumlah penduduk wilayah i

n = Jumlah penduduk seluruh wilayah

Indeks ini bernilai antara 0 hingga 1. Indeks yang bernilai 1 berarti sangat timpang dan indeks yang bernilai 0 berarti sangat merata. Adapun kriteria level ketimpangan yang dapat dilihat dari indeks *Williamson* adalah:

$Iw < 0,35$: ketimpangan rendah

$0,35 < Iw < 0,5$: ketimpangan sedang

$Iw > 0,5$: ketimpangan tinggi

2.2 Model Multiple Linear Regression (MLR)

MLR merupakan analisis statistika yang bertujuan memodelkan hubungan antara variabel respon (Y) dengan beberapa variabel prediktor (X_1, X_2, \dots, X_p). Bentuk model MLR dapat dituliskan (Gujarati & Porter, 2009):

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p + \varepsilon$$

Model pada observasi ke- i :

$$y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.2)$$

dimana β_0 adalah intersep, yang merupakan rata-rata nilai Y jika seluruh variabel yang lain dikeluarkan dari model. $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ adalah koefisien regresi parsial atau slope.

Error (ε_i) diasumsikan berdistribusi normal, memiliki nilai variansi yang homogen, dan tidak saling berkorelasi ($cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, i \neq j$).

2.3 Pemeriksaan Asumsi Regresi

Di dalam model regresi linier klasik terdapat asumsi non-multikolinieritas antar variabel prediktor. Terjadinya multikolinieritas dapat ditandai dengan tingginya R^2 namun sedikit variabel prediktor yang signifikan dalam uji parsial, serta koefisien korelasi yang tinggi antar variabel prediktor. Multikolinieritas juga dapat dideteksi dengan melakukan regresi tambahan untuk menghitung *Variance Inflation Factor* (VIF). Regresi tambahan yaitu meregresikan masing-masing variabel prediktor terhadap variabel prediktor yang lain. Adapun VIF diperoleh dengan rumus berikut (Gujarati & Porter, 2009):

$$VIF_j = \frac{1}{1-R_j^2} \quad (2.3)$$

R_j^2 adalah proporsi keragaman variabel yang dapat dijelaskan variabel prediktor yang lain. Indeks j menunjukkan variabel prediktor yang ke- j sehingga setiap variabel prediktor memiliki nilai VIF.

Pengujian asumsi distribusi normal pada *error* model dilakukan dengan mengukur jarak antara fungsi distribusi secara empiris dan teoritis. Salah satu metode yang populer digunakan untuk uji distribusi normal adalah Kolmogorof-Smirnov. Misalkan untuk variabel random Y , $F(y)$ adalah fungsi distribusi secara empiris dan $F_0(y)$ adalah fungsi distribusi secara teoritis, maka hipotesis yang diuji adalah sebagai berikut (Razali & Wah, 2011):

$H_0: F(y) = F_0(y)$ (Distribusi data sesuai dengan distribusi tertentu)

$H_1: F(y) \neq F_0(y)$ (Distribusi data tidak sesuai dengan distribusi tertentu)

Statistik uji pada Kolmogorof-Smirnov didasarkan pada jarak vertikal terbesar antara $F(y)$ dan $F_0(y)$, dengan bentuk sebagai berikut:

$$D = \sup_y |F_0(y) - F(y)| \quad (2.4)$$

dimana “sup” adalah supremum yang berarti nilai terbesar. Keputusan tolak H_0 pada taraf signifikansi sebesar α jika $D > c_{\alpha} i_{(1-\alpha)}$ dengan $c_{\alpha} i_{(1-\alpha)}$ adalah nilai kuantil $1 - \alpha$ pada tabel Kolmogorov-Smirnov.

Asumsi independen atau error model tidak saling berkorelasi dilakukan dengan uji *Durbin-Watson* dengan hipotesis:

$H_0: \rho = 0$ (tidak ada korelasi antar error)

$H_1: \rho \neq 0$ (ada korelasi antar error)

Statistik uji *Durbin-Watson* (Gujarati & Porter, 2009):

$$d_{hitung} = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \quad (2.5)$$

Hasil uji *Durbin-Watson* tolak H_0 jika $d_{hitung} \leq d_{L,\alpha/2}$ atau $d_{hitung} \geq (4 - d_{L,\alpha/2})$

2.4 Regresi Spasial Berbasis Area

Ada dua macam efek yang muncul pada analisis spasial. Pertama, efek langsung adalah efek dari perubahan dalam wilayah dengan mengabaikan efek dari luar wilayah. Kedua, efek tidak langsung (*spill-over effect*) yang berasal dari wilayah berbeda atau efek yang muncul dari pengaruh tetangganya (Miranti & Mendez-Guerra, 2020).

JURNAL MATEMATIKA, STATISTIKA DAN KOMPUTASI

Desy Wasani, Setyorini Indah Purwanti

Pemodelan spasial umum (*General Spatial Model*) merupakan kombinasi antara *autoregressive* dan *moving average* atau biasa disebut dengan *Spatial Autoregressive Moving Average* (SARMA) yang dikembangkan oleh Anselin (1988). Bentuk umumnya ditunjukkan pada persamaan (2.6):

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \quad \mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.6)$$

Dimana $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 I)$,

\mathbf{y} adalah vektor variabel respon yang memiliki ketergantungan secara spasial ($n \times 1$),

ρ adalah parameter koefisien spasial lag variabel respon,

\mathbf{X} adalah matrik variabel prediktor ($n \times (k+1)$),

$\boldsymbol{\beta}$ adalah vektor parameter koefisien regresi ($(k+1) \times 1$),

\mathbf{u} adalah vektor error pada persamaan \mathbf{y} ($n \times 1$),

$\boldsymbol{\varepsilon}$ adalah vektor error pada persamaan \mathbf{u} ($n \times 1$),

λ adalah parameter koefisien spasial lag pada error,

\mathbf{W} adalah matrik pembobot untuk pengaruh spasial antar lokasi dalam model ($n \times n$).

Beberapa model turunan yang dapat diperoleh dari model spasial umum diatas yaitu:

1) Model MLR, diperoleh jika nilai $\rho = 0$ dan $\lambda = 0$, dimana tidak ada proses *autoregressive* baik pada variabel dependen maupun pada error. *General spatial model* berubah menjadi:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.7)$$

2) *Spatial Autoregressive Model* (SAR) atau *Spatial Lag Model* (SLM), dimana terdapat hubungan ketergantungan antar sekumpulan observasi atau lokasi. Model ini merupakan kombinasi model regresi sederhana dengan lag spasial pada variabel dependen menggunakan data *cross section*. Model ini terbentuk jika nilai $\rho \neq 0$ dan $\lambda = 0$, sehingga modelnya menjadi:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.8)$$

3) *Spatial Error Model* (SEM), jika ditemukan korelasi spasial pada errornya. Model ini terbentuk jika $\lambda \neq 0$ dan $\rho = 0$, sehingga model ini mengasumsikan bahwa proses *autoregressive* hanya pada error model saja, dan modelnya menjadi:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \quad \mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.9)$$

Tahapan dalam regresi spasial berbasis area dalam penelitian ini antara lain:

- 1) Menetapkan unit observasi yaitu 34 provinsi di Indonesia, variabel respon yaitu PDRB per kapita, dan variabel prediktor yaitu kepadatan penduduk, jumlah tenaga kerja, serta IPM, dengan data tahun 2021
- 2) Pemeriksaan asumsi non-multikolinearitas dengan melihat nilai VIF sebagaimana telah dijelaskan sebelumnya
- 3) Pemodelan regresi linier menggunakan metode estimasi parameter OLS (*Ordinary Least Square*)
- 4) Pemeriksaan asumsi regresi linier yakni asumsi normalitas dengan uji *Kolmogorof-Smirnov*, homogenitas variansi residual dengan uji *Glejser*, serta independensi antar residual dengan *Durbin Watson*
- 5) Pengujian efek dependensi spasial dengan uji dependensi Moran's I

JURNAL MATEMATIKA, STATISTIKA DAN KOMPUTASI

Desy Wasani, Setyorini Indah Purwanti

Pengujian efek dependensi spasial dilakukan menggunakan pengujian Moran's I (Ningtias & Rahayu, 2017). Nilai Moran's I adalah indeks yang menunjukkan dependensi spasial dalam residual.

H_0 : I = 0 (tidak ada autokorelasi antar lokasi)

H_1 : I \neq 0 (ada autokorelasi antar lokasi)

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut;

$$Z_{hitung} = \frac{I - I_0}{\sqrt{var(I)}} \sim N(0,1) \quad (2.10)$$

Pengambilan keputusan pada Moran's I akan tolak H_0 apabila $|Z_{hitung}| > Z_{\alpha/2}$.

6) Identifikasi Pola Spasial dengan *Lagrange Multiplier* (LM)

Pengujian *Lagrange Multiplier* (LM) digunakan untuk mengetahui adanya efek spasial sekaligus sebagai dasar untuk memilih model regresi spasial yang sesuai. Bila LM lag signifikan maka model yang sesuai adalah SAR dan apabila LM error signifikan maka model yang sesuai adalah SEM (Ningtias & Rahayu, 2017).

Uji hipotesis pada LM lag adalah:

H_0 : $\rho = 0$ (tidak ada dependensi spasial lag)

H_1 : $\rho \neq 0$ (ada dependensi spasial lag)

Statistik uji yang digunakan pada LM lag adalah:

$$LM \text{ lag} = \frac{(e^T \mathbf{W} \mathbf{y})^2}{s^2((\mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\beta})^T \mathbf{M} (\mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\beta}) + T s^2)} \quad (2.12)$$

Uji hipotesis pada LM error adalah:

H_0 : $\lambda = 0$ (tidak ada dependensi spasial error)

H_1 : $\lambda \neq 0$ (ada dependensi spasial error)

Statistik uji yang digunakan pada LM error adalah:

$$LM \text{ error} = \frac{1}{T} \left(\frac{e^T \mathbf{W} \mathbf{e}}{s^2} \right)^2 \quad (2.13)$$

$$\mathbf{M} = \mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T$$

$$T = \text{tr}((\mathbf{W}^T + \mathbf{W})\mathbf{W})$$

$$s^2 = \frac{e^T e}{n}$$

Keputusan tolak H_0 apabila nilai LM lag $> \chi^2_{(1)}$ dan nilai LM error $> \chi^2_{(1)}$.

Tolak H_0 berarti bahwa model spasial lag atau model spasial error dapat digunakan sebagai analisis lanjutan.

7) Pengujian efek heterogenitas spasial menggunakan *Breusch-Pagan*

Heterogenitas spasial merupakan efek spasial yang terjadi pada antar lokasi yang mempunyai struktur yang berbeda. Efek ini diuji menggunakan *Breusch-Pagan* (Ningtias & Rahayu, 2017).

H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2$ (Kesamaan varians/homokedastisitas)

H_1 : paling tidak ada satu $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$ (Perbedaan varians/heterokedastisitas)

Statistik uji yang digunakan adalah,

$$BP = \frac{1}{2} \mathbf{f}^T \mathbf{A} (\mathbf{A}^T \mathbf{A})^{-1} \mathbf{A}^T \mathbf{f} \sim X_k^2 \quad (2.11)$$

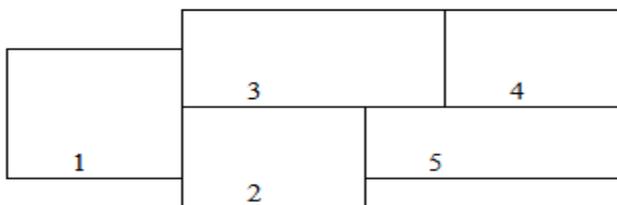
\mathbf{A} merupakan matrik berukuran $n \times (k+2)$ berisi vektor yang sudah dinormal-standarkan untuk setiap observasi. Pengambilan keputusan pada *Breusch-Pagan* tolak H_0 apabila nilai BP lebih dari nilai $\chi_{(k)}^2$.

8) Pemberian Pembobot Spasial

Matriks pembobot spasial menggambarkan hubungan persinggungan antar wilayah dengan bentuk sebagai berikut:

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & w_{13} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & w_{23} & \dots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & w_{n3} & \dots & w_{3n} \end{bmatrix}$$

Terdapat beberapa jenis persinggungan yang digunakan, di antaranya adalah persinggungan sisi sudut (*Queen Contiguity*) dan persinggungan sisi (*Rook Contiguity*). Persinggungan ini mendefinisikan $w_{ij} = 1$ untuk wilayah yang bersinggungan secara sisi maupun sudut dan $w_{ij} = 0$ untuk wilayah lainnya.



Gambar 2.1. Ilustrasi Lima Wilayah dalam Suatu Peta (Ningtias & Rahayu, 2017)

Susunan matriks untuk *Queen Contiguity* berukuran 5×5 yang belum dinormalisasi secara baris adalah:

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

Susunan matriks untuk *Rook Contiguity* berukuran 5×5 yang belum dinormalisasi secara baris adalah:

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

Matrik pembobot yang sudah diperoleh, dilakukan normalisasi secara baris, yaitu matrik dimana jumlah dari setiap barisnya adalah 1, sehingga menjadi

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

$$W_{ROOK} = \begin{bmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/3 & 0 & 1/3 & 0 & 1/3 \\ 1/4 & 1/4 & 0 & 1/4 & 1/4 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \end{bmatrix}$$

9) Melakukan pemodelan SAR atau SEM

10) Pengukuran Kebaikan Model

Setelah dilakukan pemodelan, pemilihan model dilakukan dengan *Akaike Info Criterion* (AIC) yang diperoleh dari (Burnham & Anderson, 2002):

$$AIC = -2Lm + 2m \quad (2.14)$$

Dimana:

L : maksimum *log-likelihood*

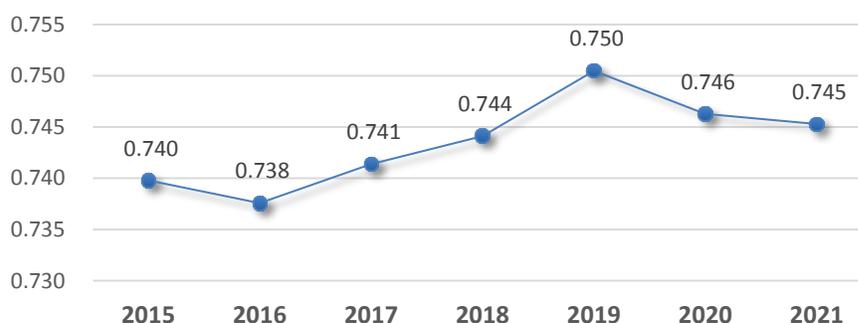
m : jumlah parameter dalam model

Model dengan nilai AIC yang kecil adalah yang terbaik.

3. Hasil dan Pembahasan

3.1 Indeks Williamson

Hasil perhitungan indeks *Williamson* menggunakan data PDRB perkapita dan jumlah penduduk di setiap provinsi menunjukkan ketimpangan antar wilayah yang tinggi. Dari tahun 2015 hingga 2021 indeks williamson berada pada angka di atas 0,7 dan memiliki kecenderungan meningkat hingga tahun 2019. Namun, pada tahun 2020 dan 2021 angka ini perlahan menurun. Perubahan struktur perekonomian antar wilayah memang terjadi dalam jangka panjang. Namun, jika kondisi ini tidak mendapat perhatian, maka ketimpangan akan semakin tinggi.



Gambar 3.1. Perkembangan Indeks *Williamson* Indonesia Tahun 2015-2021

Ketimpangan yang tinggi ini disebabkan perbedaan capaian PDRB per kapita yang sangat jauh antar provinsi. Cukup beralasan jika pemerintah mengambil keputusan untuk memindahkan ibu kota negara dengan harapan dapat meningkatkan pertumbuhan ekonomi di luar Pulau Jawa, khususnya yang menjadi tujuan pemindahan ibu kota dan wilayah sekitarnya. Namun demikian, di tahun 2020 dan 2021 indeks ini sudah menurun secara perlahan.

3.2 Pemodelan PDRB Per Kapita dengan Regresi Spasial

Analisis regresi linier digunakan untuk mengetahui hubungan antara variabel respon dan variabel independen secara linier. Variabel respon dalam penelitian ini adalah PDRB per kapita. Dalam regresi linier terdapat asumsi *error* yang berdistribusi normal. Pada hasil pemodelan awal, uji asumsi normalitas yang dilakukan pada residual tidak terpenuhi, sehingga variabel respon ditransformasi menjadi bentuk logaritma natural. Transformasi variabel merupakan salah satu cara untuk memenuhi asumsi suatu model. Gujarati dan Porter (2009) menyebutkan salah satu model dengan transformasi variabel adalah model semilog, yaitu salah satu variabel muncul dalam bentuk logaritmik, atau dapat disebut model log-lin atau lin-log. Hasil regresi linier dengan variabel respon yang telah ditransformasi beserta nilai VIF setiap variabel bebas ditampilkan pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1 Hasil Regresi Linier

Koefisien	Estimasi	P-value	VIF
Konstanta	7,42	0,000	-
X ₁	0,000068	0,063	1,324
X ₂	-0,000000016	0,316	1,025
X ₃	0,049	0,050	1,326
		F _{hitung} = 5,124	
		P _{value} = 0,005	

Dengan taraf signifikansi 0,05, hasil regresi menunjukkan bahwa IPM (X₃) memiliki pengaruh signifikan terhadap PDRB per kapita, sedangkan kepadatan penduduk (X₁) dan jumlah tenaga kerja (X₂) tidak berpengaruh signifikan terhadap PDRB perkapita. Pengecekan multikolinieritas antar variabel independen menunjukkan tidak adanya multikolinieritas, dimana nilai VIF berada di bawah 10. Model yang didapatkan adalah:

$$\ln \hat{Y} = 7,42 + 0,000068 X_1 - 0,000000016 X_2 + 0,049 X_3$$

$$\hat{Y} = e^{7,42+0,000068 X_1-0,000000016 X_2+0,049 X_3}$$

Selanjutnya dilakukan pengecekan asumsi pada model regresi linier berganda terhadap residualnya, yaitu normalitas, non-autokorelasi, dan homoskedastisitas. Tabel 3.2 adalah hasil pengujian asumsi regresi linier berganda.

Tabel 3.2 Hasil Pengujian Asumsi Regresi Linier Berganda

Pengujian	Nilai	P-value
Kolmogorof-Smirnov	0,131	0,143
Durbin Watson	1,408	-
Uji Glejser	1,34	0,279

Hasil pengujian asumsi normalitas pada residual menunjukkan bahwa residual berdistribusi normal dengan *p-value* 0,143. Hasil uji glejser menunjukkan bahwa varians residual homogen dengan *p-value* 0,279. Hasil pengujian autokorelasi pada 34 observasi (n) dan 3 variabel bebas (k) memberikan hasil statistik *Durbin-Watson* 1,408, atau lebih besar dari dL (1,2707) dan kurang dari dU (1,6519) yang berarti tidak dapat diambil kesimpulan adanya autokorelasi. Sementara itu, nilai AIC dari model ini adalah 49,66. Selanjutnya dilakukan pemodelan regresi spasial untuk memperbaiki model.

Pemodelan regresi spasial diawali dengan pengujian adanya efek spasial, yaitu uji dependensi spasial menggunakan *Moran's I* dan uji heterogenitas spasial menggunakan *Breusch-Pagan*. Hasil pengujian diberikan dalam Tabel 3.3

Tabel 3.3 Hasil Pengujian Efek Spasial dengan *Queen Contiguity*

Pengujian	Nilai	P-value
<i>Morans' I</i>	2,2631	0,0236
<i>Breusch Pagan</i>	3,3022	0,3473
<i>LM (Lag)</i>	4,5851	0,0323
<i>LM (Error)</i>	∞	0,0000
<i>Robust LM (Lag)</i>	3,6922	0,0547
<i>Robust LM (Error)</i>	∞	0,0000

Pengujian dependensi spasial menggunakan *Moran's I* menghasilkan *p-value* kurang dari taraf signifikansi 0,05 yang berarti bahwa setiap provinsi di Indonesia yang saling berdekatan dan berbatasan lokasinya memiliki hubungan satu sama lain dengan sangat kuat dalam hal PDRB perkapita yang telah di transformasi. Pengujian heterogenitas spasial menggunakan *Breusch-Pagan* menghasilkan *p-value* yang lebih besar dari taraf signifikansi menunjukkan bahwa setiap provinsi di Indonesia memiliki kesamaan satu sama lain dalam hal PDRB per kapita yang telah ditransformasi. Perlu diperhatikan bahwa dependensi dan homogenitas antar daerah hanya terjadi pada daerah yang bersinggungan sisi dan sudutnya, sehingga hanya mungkin terjadi pada daerah yang berada pada satu pulau yang sama.

Pengujian LM *lag* menunjukkan hasil bahwa nilai *p-value* kurang dari taraf signifikansi 0,05 berarti $\rho \neq 0$ sehingga SAR bisa digunakan untuk pemodelan regresi spasial. Begitu pula dengan pengujian LM *error* signifikan pada taraf signifikansi 0,05 yang berarti bahwa $\lambda \neq 0$, sehingga pemodelan regresi spasial dengan SEM dapat dilakukan sebagai analisis lanjutan.

Karena kedua pengujian mendapatkan hasil signifikan pada taraf signifikansi 0,05, kriteria yang dilihat selanjutnya adalah pengujian *Robust LM lag* dan *Robust LM error*. Pengujian *Robust LM lag* tidak signifikan sehingga akan menghasilkan AIC yang lebih tinggi. Pengujian *Robust LM error* signifikan sehingga akan menghasilkan AIC yang lebih kecil dan model yang lebih baik, sehingga dipilih pemodelan dengan SEM. Baik menggunakan penimbang *Queen Contiguity* maupun *Rook Contiguity* menghasilkan nilai AIC yang sama pada ketiga model. Secara praktik, penimbang *Queen Contiguity* dan *Rook Contiguity* ini sama dikarenakan Indonesia memiliki daerah yang bersinggungan sisi sekaligus bersinggungan sudut. Perbandingan nilai AIC ditunjukkan pada Tabel 5. Adapun model SEM yang terbentuk ditunjukkan pada persamaan (3.1).

$$\ln \hat{Y} = 5,152 + 0,571 \sum_{j=1}^{34} W_j U + 0,000069 X_1 + 0,000000011 X_2 + 0,078 X_3$$

$$\hat{Y} = \exp(5,152 + 0,571 \sum_{j=1}^{34} W_j U + 0,000069 X_1 + 0,000000011 X_2 + 0,078 X_3) \quad (3.1)$$

Tabel 3.4 Perbandingan AIC Model Regresi

Model	AIC Queen	AIC Rook
MLR	49,62	49,62
SAR	46,90	46,90
SEM	43,03	43,03

Penelitian Abdo, dkk (2020) membandingkan model SAR, SEM dan Spatial Durbin Model (SDM) untuk menyelidiki pengaruh spasial dan efek limpahan dari investasi asing langsung terhadap pencemaran lingkungan dengan hasil estimasi terbaik terdapat pada model SDM.

Adapun dalam penelitian ini perbandingan dilakukan pada model MLR, SAR, dan SEM dengan hasil estimasi terbaik pada model SEM karena memiliki nilai AIC terkecil.

Setiap provinsi memiliki bentuk model yang berbeda dipengaruhi oleh nilai pembobot. Suatu provinsi memiliki pembobot jika berbatasan wilayah dengan provinsi lainnya. Sebagai contoh, model SEM untuk Provinsi Kalimantan Timur yang memiliki 4 tetangga yang bersinggungan wilayah ditunjukkan pada persamaan (3.2).

$$\begin{aligned} \ln \hat{Y}_{Kaltim} &= \\ & 5,152 + 0,571\left(\frac{1}{4}U_{Kalsel} + \frac{1}{4}U_{Kalbar} + \frac{1}{4}U_{Kalteng} + \frac{1}{4}U_{Kaltara}\right) + \\ & 0,000069 X_1_{Kaltim} + 0,00000011 X_2_{Kaltim} + 0,078 X_3_{Kaltim} \\ \hat{Y}_{Kaltim} &= \\ & \exp(5,152 + 0,143(U_{Kalsel} + U_{Kalbar} + U_{Kalteng} + U_{Kaltara}) + \\ & 0,000069 X_1_{Kaltim} + 0,00000011 X_2_{Kaltim} + 0,078 X_3_{Kaltim}) \end{aligned} \quad (3.2)$$

Dari hasil pengujian parsial terhadap parameter model tersebut didapatkan bahwa kepadatan penduduk (X_1) dan IPM (X_3) memiliki pengaruh positif yang signifikan terhadap PDRB per kapita (Y) pada taraf nyata 0,05. Adapun jumlah tenaga kerja (X_2) juga berpengaruh positif namun tidak signifikan. Terjadinya mekanisasi dalam berbagai lapangan usaha dapat menjadi salah satu penyebab, namun tidak sama sekali menghilangkan peran tenaga kerja terhadap perekonomian.

Model yang terbentuk dalam penelitian ini bukan model yang linier, dimana variabel respon telah ditransformasi ke dalam bentuk logaritma natural, maka setiap perubahan absolut dari variabel bebas akan mengakibatkan perubahan relatif dari variabel respon. Dari model dapat dinyatakan bahwa kenaikan kepadatan penduduk (X_1) 1 orang/km² dapat menaikkan PDRB per kapita Kalimantan Timur menjadi sebesar $\exp(0,000069)=1,000069$ kalinya, dengan asumsi variabel yang lain konstan. Pada tahun 2021 PDRB per kapita Kalimantan Timur adalah 182,54 juta rupiah. Jika pemindahan ibu kota meningkatkan kepadatan penduduk sebanyak 1000 orang/km², maka PDRB per kapita meningkat menjadi sebesar $\exp(1000 \times 0,000069)=1,0714$ kalinya atau menjadi 195,58 juta rupiah. Kepadatan penduduk memiliki kemungkinan meningkatkan pencapaian ekonomi wilayah karena meningkatnya potensi pasar dengan jumlah penduduk yang besar. Hal ini dapat menjadi implikasi dari pemindahan ibukota negara ke luar Jawa yang penduduknya masih jarang. Pengaruh yang terjadi ini merupakan pengaruh langsung karena berasal dari dalam provinsi Kalimantan Timur. Di dalam model ini tidak terdapat *spill-over effect* karena merupakan model SEM yang tidak terdapat pengaruh variabel prediktor dari wilayah lain.

Jika IPM (X_3) meningkat 1 poin, maka PDRB per kapita Kalimantan Timur akan meningkat menjadi sebesar $\exp(0,078)=1,0811$ kalinya, dengan asumsi variabel yang lain konstan. Jika pemindahan ibu kota meningkatkan IPM sebesar 5 poin dari 76,88 menjadi 81,88, maka PDRB per kapita meningkat menjadi sebesar $\exp(5 \times 0,078)=1,477$ kalinya atau menjadi sebesar 269,61 juta rupiah. Miranti dan Mendez-Guerra (2020) dalam penelitiannya mengenai dinamika pembangunan manusia menyebutkan bahwa pada suatu titik waktu, ekonomi di daerah miskin (dalam hal ini pembangunan manusia yang rendah) akan tumbuh lebih cepat daripada daerah kaya karena tingkat pertumbuhan modal cenderung terbalik secara proporsional terhadap tingkat output per wilayah. Apalagi ketika suatu daerah berkembang menjadi ibukota negara dengan peningkatan berbagai fasilitas kesehatan, pendidikan, juga fasilitas umum lainnya, maka hal tersebut dapat mendorong peningkatan IPM di daerah tersebut. Selanjutnya IPM yang tinggi menjadi modal sumber daya manusia dalam mendorong pertumbuhan ekonomi. Pengaruh IPM

terhadap PDRB per kapita ini merupakan pengaruh langsung karena di dalam model SEM tidak terdapat pengaruh variabel prediktor dari wilayah lain.

Selanjutnya mengenai koefisien spasial lag pada error dari provinsi tetangga dapat dijelaskan bahwa jika total nilai error dari model PDRB per kapita Provinsi Kalsel, Kalbar, Kalteng, dan Kaltara meningkat 1 juta rupiah maka PDRB per kapita Kalimantan Timur akan meningkat sebesar $\exp(0,143)=1,1537$ kalinya, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Jika pada tahun berikutnya ada peningkatan nilai error model 4 provinsi tersebut sebesar 1 juta rupiah, maka PDRB per kapita Kaltim meningkat menjadi sebesar 210,60 juta rupiah.

4. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil penelitian dan pembahasan, maka dapat diambil kesimpulan:

1. Ketimpangan ekonomi antar provinsi di Indonesia termasuk tinggi sehingga pemerintah mengeluarkan kebijakan pemindahan ibu kota negara ke luar Pulau Jawa.
2. Model regresi spasial terbaik untuk memodelkan faktor-faktor yang memengaruhi PDRB per kapita provinsi di Indonesia adalah SEM dengan transformasi logaritma natural pada variabel respon dengan AIC 43,03.
3. Faktor kepadatan penduduk dan IPM berpengaruh signifikan dalam memodelkan PDRB per kapita provinsi, sedangkan jumlah tenaga kerja tidak signifikan. Pengurangan kepadatan penduduk di Pulau Jawa khususnya DKI Jakarta, serta dengan upaya peningkatan pembangunan manusia di luar Pulau Jawa diprediksi akan dapat mengurangi ketimpangan ekonomi antar wilayah.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] A'laa, R. D. & Sutikno, 2018. Pemodelan Faktor-Faktor yang Memengaruhi Gini Rasio Pembangunan di Jawa Timur dengan Regresi Spasial. *Jurnal Sains dan Seni ITS*, Volume 7, No. 2.
- [2] **Abdo, A.-B.et al., 2020. Influence of FDI on environmental pollution in selected Arab countries: a spatial econometric analysis perspective. *Environmental Science and Pollution Research*.**
- [3] Amidi, S., Majidi, A. F. & Javaheri, B., 2020. Growth spillover: a spatial dynamic panel data and spatial cross section data approaches in selected Asian countries. *Future Business Journal*, Volume 6, pp. 1-14.
- [4] Anselin, L., 1988. *Spatial Econometrics Method and Models*. Netherland: Kluwer Academic Publishers.
- [5] BPS, 2022. <https://bps.go.id>. [Online] Available at: <https://bps.go.id/subject/52/produk-domestik-regional-bruto--lapangan-usaha-.html#subjekViewTab1> [Accessed 14 06 2022].
- [6] BPS, 2022. *Produk Domestik regional Bruto Provinsi-Provinsi di Indonesia Menurut Lapangan Usaha 2017-2021*, Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- [7] Burnham, K. P. & Anderson, D. R., 2002. *Model Selection and Multimodel Inference*. New York: Springer-Verlag.
- [8] Dewi, C. & Ekaria, 2022. Determinan Capaian Pembangunan Kabupaten/Kota Jawa Tengah Tahun 2019. *Jurnal Matematika, Statistika, dan Komputasi*, Volume 18, pp. 274-292.

- [9] Furková, A., 2021. Implementation of MGWR-SAR models for investigating a local particularity of European regional innovation processes. *Central European Journal of Operations Research*.
- [10] Gujarati, D. N. & Porter, D. C., 2009. *Basic Econometrics (Fifth Edition)*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- [11] Handayani, N. S., Bendesa, I. & Yuliarmi, N. N., 2016. Pengaruh Jumlah Penduduk, Angka Harapan Hidup, Rata-Rata Lama Sekolah dan PDRB Per Kapita Terhadap Pertumbuhan Ekonomi di Provinsi Bali. *E-Jurnal Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana* 5.10.
- [12] Maisaroh, M. & Risyanto, H., 2018. Pengaruh Investasi, Pengeluaran Pemerintah, dan Tenaga Kerja Terhadap PDRB Provinsi Banten. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis*, Volume 1, No. 2, pp. 206-221.
- [13] Miranti, R. C. & Mendez-Guerra, C., 2020. Human Development Disparities and Convergence across Districts of Indonesia: A Spatial Econometric Approach. *Munich Personal RePEc Archive Paper*.
- [14] Ningtias, I. P. & Rahayu, S. P., 2017. Pemodelan Faktor-faktor yang Mempengaruhi Pemodelan Faktor-faktor yang Mempengaruhi Pemodelan Faktor-faktor yang Mempengaruhi. *Jurnal Sains dan Seni ITS*, Volume 6, No. 2.
- [15] Ranis, G. & Stewart, F., 2016. Successful Transition towards a Virtuous Cycle of Human Development and Economic Growth: Country Studies. *Economic Growth Center Yale University*, Issue Economic Growth Center Discussion Paper Series .
- [16] Razali, N. M. & Wah, Y. B., 2011. Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, Volume 2 No.1, pp. 21-33.
- [17] Sjafrizal, 2012. *Ekonomi Wilayah dan Perkotaan*. Jakarta: PT Rajagrafindo Persada.