

Pemodelan *Spatial Autoregressive* (SAR-X) pada Perkawinan Usia Anak di Indonesia

Nur Azizah

Magister Statistik Terapan, Fakultas MIPA, Universitas Padjadjaran, Indonesia.

ARTICLE INFO

Article history :

Received : 17/11/2022
Revised : 26/06/2023
Published : 12/7/2023



Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 International License.

Volume : 3
No. : 1
Halaman : 1-10
Terbitan : **Juli 2023**

ABSTRAK

Perkawinan anak didefinisikan sebagai proporsi perempuan umur 20-24 tahun yang berstatus kawin atau berstatus hidup bersama sebelum umur 15 tahun dan sebelum umur 18 tahun. Penghapusan perkawinan anak merupakan salah satu target yang tercantum dalam Tujuan Pada tahun 2021 Indonesia merupakan Negara peringkat ke-2 untuk kasus perkawinan anak di ASEAN. Berbagai penelitian terkait perkawinan anak di Indonesia telah dilakukan dalam lingkup individu atau rumah tangga, akan tetapi belum banyak yang meneliti terkait perkawinan anak dalam lingkup berbasis spasial. Hasil penelitian menunjukkan adanya dependency spasial untuk wilayah propinsi di Indonesia dalam kasus perkawinan anak. Oleh karena itu, untuk mengetahui lebih lanjut faktor-faktor yang mempengaruhi perkawinan anak di Indonesia dilakukan pemodelan spasial dengan model *Spatial autoregressive* (SAR-X). Adapun variabel independen yang diduga memengaruhi perkawinan anak adalah APS 16-18 tahun, Persentase penduduk miskin dan pengeluaran perkapita.

Kata Kunci: Dependensi spasial; Prevalensi Perkawinan Anak; Spasial Autoregressive.

ABSTRACT

The proportion of women aged 20-24 who were married or lived together before the age of 15 and before the age of 18 is defined as child marriage. Eliminating child marriage is one of the targets listed in SDGs 2030. In 2021, Indonesia will be the 2nd-ranked country for child marriage cases in ASEAN. Various studies related to child marriage in Indonesia have been conducted within the scope of individuals or households, but not much has been researched regarding child marriage in a spatially analysis. The results of the study show that there is a spatial dependency for provinces in Indonesia in cases of child marriage. Therefore, to find out more about the factors that influence child marriage in Indonesia, spatial modeling using the spatial autoregressive model (SAR-X). The variables that are influence child marriage are APS (16-18 years), the percentage of poor people, and per capita expenditure.

Keywords: Spatial Dependency; Prevalence Child Marriage; Spatial Autoregressive.

© 2023 Jurnal Riset Statistika Unisba Press. All rights reserved.

A. Pendahuluan

Aspek perkawinan anak menjadi salah satu target Tujuan Pembangunan Berkelanjutan (TPB) atau *Sustainable Development Goal* pada tahun 2030. Dalam target 5.3 TPB, yaitu “menghapuskan semua praktik berbahaya, seperti perkawinan usia anak, perkawinan dini dan paksa, serta sunat perempuan”. Secara spesifik, TPB mencantumkan indikator 5.3 dalam bentuk proporsi perempuan umur 20-24 tahun yang berstatus kawin atau berstatus hidup bersama sebelum umur 15 tahun dan sebelum umur 18 tahun. Indikator ini merupakan wujud dari perlindungan terhadap anak terhadap praktik perkawinan serta menekan laju pertumbuhan penduduk [1].

Dilansir dari Kompas.com bahwa Indonesia menduduki peringkat ke-2 di ASEAN dan peringkat ke-8 di dunia untuk kasus perkawinan anak. Meskipun pemerintah telah mengatur dengan jelas batas minimal perkawinan menjadi 19 tahun, dan memperketat aturan dispensasi perkawinan dalam Undang-undang Nomor 16 Tahun 2019 tentang Perkawinan, namun perkawinan usia anak masih terus terjadi [2]. Perkawinan anak adalah permasalahan kompleks yang terjadi di Indonesia. Pasalnya menurut Koalisi Perempuan Indonesia (2019) Perkawinan anak sangat berdampak pada pelanggaran hak atas pendidikan, hak atas tumbuh kembang, hak atas kesehatan reproduksi, meningkatnya angka kematian ibu, angka kematian bayi, stunting dan penurunan kualitas SDM Indonesia dalam jangka panjang. Pada tahun 2018 setidaknya 1 dari 9 perempuan yang berumur 20-24 menikah sebelum usia 18 tahun [3].

Beberapa penelitian terkait perkawinan anak kerap dilakukan seperti [4] menyimpulkan secara umum, perkawinan dini terjadi pada wanita usia subur yang tinggal di desa, tidak bekerja, berstatus sangat miskin, tidak bersekolah, pasangan tidak bekerja dan pasangan tidak sekolah. Kemudian [5] meneliti tentang determinan perkawinan usia anak dengan model *Ordinary Least Square* disimpulkan determinan yang signifikan mempengaruhi perkawinan usia anak adalah tingkat pendidikan, tingkat kesejahteraan, akses terhadap informasi dan daerah tempat tinggal. Selain itu Marshan dalam *Child Poverty and Social Protection* juga meneliti tentang determinan prevalensi perkawinan usia anak menggunakan regresi logistik, ditemukan bahwa ada korelasi negatif antara pernikahan anak dan pendapatan per kapita, paparan media melalui internet, lantai per kapita, pendidikan kepala rumah tangga, jumlah anak dalam keluarga yang tamat SMA ke atas pendidikan, sumber keluarga untuk memasak, dan akses ke layanan kesehatan gratis [6]. Mereka juga menemukan bahwa ada hubungan positif antara pernikahan anak dengan penggunaan internet melalui seluler telepon, umur kepala rumah tangga, jumlah anak dalam keluarga yang duduk di bangku sekolah dasar [5].

Beberapa penelitian yang ada belum banyak yang meneliti prevalensi perkawinan usia anak berbasis kewilayahan atau spasial. Oleh karena itu, peneliti tertarik untuk meneliti faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi perkawinan usia anak dalam lingkup spasial. Dalam pemodelan spasial hal terpenting yang menjadi perhatian adalah factor dependency spasial dan heterogenity spasial. *Dependency spatial* didefinisikan sebagai ada tidaknya autokorelasi spasial (*spatial autocorrelation*). Sedangkan heteogenitas spasial didefinisikan sebagai keragaman spasial terjadi karena adanya pengaruh dari perbedaan karakteristik wilayah dan letak geografi antar wilayah pengamatan [7]. Terdapat beberapa metode analisis spasial dengan kasus dependency spasial yaitu *Spatial Autoregressive Model (SAR)* dan *Spatial Error Model (SEM)* [8]. Model SAR merupakan model yang mengkombinasikan antara model regresi linear dengan lag spasial pada variabel respon. Lag spasial muncul saat nilai observasi variabel respon pada suatu lokasi berkorelasi dengan nilai observasi variabel respon di lokasi sekitarnya (terdapat korelasi spasial antar variabel respon). Sedangkan model SEM digunakan apabila nilai error pada suatu lokasi berkorelasi dengan nilai error di lokasi sekitarnya (terdapat korelasi spasial antar error) [9]. Jika terdapat autokorelasi spasial pada variabel respon dan pada error maka model yang tepat adalah *Spatial Autoregressive Moving Average (SARMA)*.

B. Metode Penelitian

Data dan Sumber Data

Sebagai variabel dependen dalam penelitian ini adalah prevalensi perkawinan usia anak. Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data prevalensi perkawinan usia anak yang dihitung oleh BPS dalam publikasi bersama Kementerian PPK dan Bappenas yang berjudul “Pencegahan Perkawinan Anak Percepatan yang Tidak Bisa Ditunda”. Perhitungan prevalensi usia anak menggunakan raw data Susenas maret 2018. Penghitungan

persentase perkawinan usia anak merupakan hasil bagi antara perempuan umur 20-24 tahun yang usia perkawinan pertamanya sebelum usia 18 tahun atau 15 tahun dengan seluruh perempuan usia 20-24 tahun.

Sedangkan variabel independen dalam penelitian ini ada empat yaitu variabel Angka Partisipasi Sekolah (APS) usia 16-18 tahun sebagai indikator pendidikan. Data yang digunakan pada variabel independen bersumber pada website BPS RI yaitu yang diakses melalui www.bps.go.id. APS menurut BPS didefinisikan proporsi anak sekolah pada usia jenjang pendidikan tertentu dalam kelompok usia yang sesuai dengan jejang pendidikan tersebut. Karena variabel respon penelitian kali ini adalah perkawinan usia anak yaitu perkawinan sebelum usia 18 tahun maka dipilihlah APS kelompok usia 16-18 tahun. Variabel independen selanjutnya adalah persentase penduduk miskin yang merupakan *Head Count Index* (HCI-P0) adalah persentase penduduk yang berada di bawah Garis Kemiskinan (GK). Selain itu variabel pengeluaran per kapita juga diadopsi sebagai indikator kesejahteraan masyarakat. Variabel pengeluaran per kapita merupakan komponen penyusun angka Indeks Pembangunan Manusia (IPM).

Matriks Penimbang Spasial

Matriks bobot spasial **W** adalah matriks positif dan simetris yang berukuran $n \times n$ dengan elemen w_{ij} pada lokasi (i, j) . Terdapat dua pendekatan untuk membentuk matriks ini yaitu pendekatan persinggungan (*contiguity*) dan pendekatan jarak [10]. Dalam penelitian kali ini menggunakan matriks bobot spasial dengan pendekatan jarak khususnya *inverse distance* [11]. Matriks penimbang spasial dengan pendekatan jarak diantaranya adalah sebagai berikut:

Pertama, *K-nearest neighbors* dimana pendekatan ini ditentukan berdasarkan K lokasi terdekat, sehingga elemen $w_{ij} = 1$ jika titik pusat lokasi j merupakan K tetangga terdekat dari titik pusat i , dan 0 untuk elemen lainnya. K tetangga terdekat yang paling umum digunakan adalah 5 atau 10.

Kedua, Jarak dengan ambang batas, dimana $w_{ij} = 1$ jika jarak lokasi i dan j (d_{ij}) kurang dari jarak maksimum d_{max} , dan 0 untuk elemen lainnya. Ukuran jarak yang umum digunakan adalah jarak Euclidean. Dua lokasi dengan koordinat (u_i, v_i) dan (u_j, v_j) , akan diukur jaraknya menggunakan jarak Euclidean dengan formula sebagai berikut :

$$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2} \tag{1}$$

Ketiga, Inverse Distance:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^\alpha}, & \text{jika } i \neq j \\ 0, & \text{jika } i = j \end{cases} \tag{2}$$

Umumnya, $\alpha = \{1, 2\}$.

Matriks *inverse distance* digunakan dalam penelitian ini karena setiap wilayah memiliki bobotnya masing-masing sebagai indikasi bahwa satu wilayah memiliki hubungan dengan wilayah lainnya.

Uji Autokorelasi Spasial dengan Moran Indeks

Autokorelasi spasial atau ketergantungan spasial dapat di uji dengan menggunakan global Moran dan lokal Moran. Global Moran merupakan ukuran spasial tertua yang diperkenalkan oleh Moran pada tahun 1950 dengan persamaan sebagai berikut [11]:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \tag{3}$$

Dimana:

n : banyaknya unit spasial

y_i : variabel observasi pada lokasi ke- i

w_{ij} : elemen dari matriks bobot spatial W

I : merupakan koefisien global Moran's I yang berkisar antara $[-1, 1]$

Jika nilai dari *Moran's I negative* memiliki arti bahwa terdapat autokorelasi spasial yang negatif, dan nilai *Moran's I* yang positif berarti terdapat autokorelasi spasial yang positif [11].

Lokal Moran digunakan untuk mengidentifikasi adanya ketergantungan spasial pada setiap unit sehingga dapat digunakan untuk menemukan hot spot area dan kluster lokal [11]. Lokal Moran dirumuskan dengan persamaan sebagai berikut:

$$I_i = \frac{y_i - \bar{y}}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 / n} \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y}) \tag{4}$$

Dengan hipotesis sebagai berikut:

H0 : I = E(I) tidak ada ketergantungan spasial

H1 : I ≠ E(I) ada bukti ketergantungan spasial

Statistik uji:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \sim N(0,1)$$

$$E(I) = -\frac{1}{n-1} \tag{5}$$

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

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 \quad S_2 = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2$$

Tolak H₀ pada taraf signifikansi α jika Z(I) > Z_{1-α} atau nilai probabilitas lebih kecil dari α.

Uji Efek Spasial

Seperti yang telah dibahas pada bagian pendahuluan, efek spasial mungkin dapat terjadi pada variabel respon (*spatial lag*) dan pada error serta heterogenitas spasial. Untuk uji efek spasial pada variabel respon dan *error* dilakukan dengan pendekatan *Lagrange Multiplier* (LM)/LM test pada lag dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

H0 : ρ=0 (tidak ada autokorelasi spasial pada lag)

H1 : ρ ≠ 0 (ada autokorelasi spasial pada lag)

Statistik Uji:

$$LM_{LAG} = \frac{[(e^T W_A y) / (e^T e / N)]^2}{\left[(W_A X \hat{\beta})^T M (W_A X \hat{\beta}) / (e^T e / N) \right] + \left[tr(W_A^T W_A + W_A^2) \right]} \sim \chi^2_{(1-\alpha); df=1} \tag{6}$$

Sedangkan untuk uji autokorelasi spasial pada error dirumuskan hipotesis sebagai berikut :

H0 : λ=0 (tidak ada autokorelasi spasial pada error)

H1 : λ≠0 (ada autokorelasi spasial pada error)

Statistik Uji:

$$LM_{ERR} = \frac{[(e^T W_A e) / (e^T e / N)]^2}{\left[tr(W_A^T W_A + W_A^2) \right]} \sim \chi^2_{(1-\alpha); df=1} \tag{8}$$

Kriteria uji untuk kedua uji tersebut adalah tolak H₀ jika nilai LM_{LAG} dan LM_{ERR} lebih besar dari χ²_{(1-α); df=1}. Apabila keduanya signifikan maka model yang sesuai adalah *Spatial Autoregressive Moving Average* (SARMA). Uji *Robust Lagrange Multiplier* juga dilakukan ketika keduanya signifikan. Uji ini terdiri dari *Robust LMerror* dan *Robust LMlag*.

Spatial Autoregressive with Explanaory Variable (SAR-X)

Jika nilai ρ ≠ 0 dan λ=0 maka model tersebut merupakan model SAR (*Spatial Autoregressive Regression*). Hal ini berarti bahwa model memiliki variabel respon yang berkorelasi spasial. Pada penelitian kali ini digunakan model SAR-X yaitu model SAR dengan memasukkan variabel yang memengaruhi variabel respon karena hasil uji LMlag signifikan sedangkan hasil uji LMerror tidak signifikan Model regresi spasialnya menjadi [12]:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon, \tag{9}$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Dimana,

- y = vektor variabel respon berukuran $n \times 1$
- X = variabel prediktor berukuran $n \times (p+1)$
- β = vektor koefisien parameter regresi berukuran $(p+1) \times 1$
- W = matriks pembobot spasial berukuran $n \times n$
- ε = vektor galat yang bebas autokorelasi berukuran $n \times 1$
- ρ = koefisien autoregresi lag spasial

Model persamaan ini mengasumsikan bahwa proses autoregressive hanya pada variabel respon (*spatial lag*).

Pemilihan Model Terbaik

Uji kelayakan estimasi model dapat digunakan beberapa kriteria sebagai berikut: 1) *Akaike's Information Criterion (AIC)*. Pemilihan model terbaik ini didasarkan pada kesalahan hasil ekspektasi yang terkecil yang membentuk data observasi baru (*error*) yang berdistribusi sama dari data yang digunakan, lebih lanjut AIC mampu mengukur kococokan model dari estimasi menggunakan estimasi *maximum likelihood* dari data yang sama, didefinisikan:

$$AIC = -2 \log(L) + 2p \tag{10}$$

Dimana p adalah jumlah parameter model dan L adalah hasil nilai *maximum likelihood* dari hasil estimasi model. 2) *Root Mean Square Error (RMSE)* adalah metode pengukuran dengan mengukur perbedaan nilai prediksi suatu model sebagai estimasi nilai yang diamati. RMSE adalah hasil dari akar kuadrat dari *Mean Square Error*. Keakuratan metode estimasi kesalahan pengukuran ditunjukkan dengan adanya nilai RMSE yang kecil. Metode estimasi yang memiliki *Root Mean Square Error (RMSE)* yang lebih kecil dikatakan lebih akurat dibandingkan dengan metode estimasi yang memiliki *Root Mean Square Error (RMSE)* yang lebih besar. Perhitungan RMSE dirumuskan sebagai berikut:

$$MSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_1^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \tag{11}$$

- n = jumlah observasi
- \hat{y}_i = nilai prediksi dari model
- y_i = nilai observasi

C. Hasil dan Pembahasan

Perkawinan Usia Anak dan Partisipasi Sekolah

Tabel 1. Persentase Perempuan Usia 20-24 Tahun menurut Usia Perkawinan Pertama dan Partisipasi Sekolah

| Usia Perkawinan Pertama | Partisipasi Sekolah | | |
|-------------------------|----------------------------|------------------|-----------------------|
| | Tidak/Belum Pernah Sekolah | Masih Bersekolah | Tidak Bersekolah Lagi |
| (1) | (2) | (3) | (4) |
| Belum Kawin | 0.72 | 35.39 | 63.39 |
| < 18 | 0.83 | 5.57 | 93.60 |
| 18+ | 0.49 | 10.09 | 89.42 |

Sumber: BPS dari Susenas Maret 2018

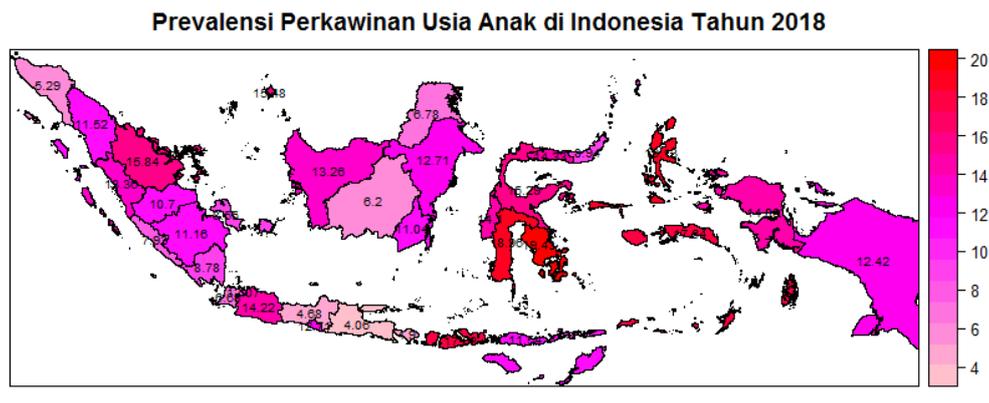
Dari tabel 1. Dapat dilihat bahwa sebagian besar perempuan usia 20-24 yang melangsungkan perkawinan sebelum usia 18 tahun berstatus tidak bersekolah lagi sebesar 93.60 persen.

Perkawinan Usia Anak dan Kemiskinan

Beberapa penelitian sebelumnya oleh UNFPA (2012) dan UNICEF & UNFPA (2018) menunjukkan bahwa kemiskinan merupakan pendorong utama perkawinan anak pada perempuan di negara berkembang (Paul,2019). Bagi rumah tangga miskin, kebanyakan anak perempuan dianggap sebagai beban ekonomi dan perkawinan dianggap sebagai solusi untuk melepaskan diri dari kemiskinan. Dari data Susenas Maret 2018 menunjukkan, perempuan usia 20-24 tahun yang kawin pada usia sebelum 18 tahun yang berstatus miskin lebih besar dibandingkan yang kawin di atas usia 18 tahun, yaitu 13,76 persen.

Distribusi Prevalensi Perkawinan Anak

Selanjutnya sebagai indikasi awal adanya keterkaitan spasial dalam perkawinan anak maka dapat dilihat dari visualisasi peta distribusi prevalensi perkawinan anak menurut propinsi di Indonesia sebagai berikut:

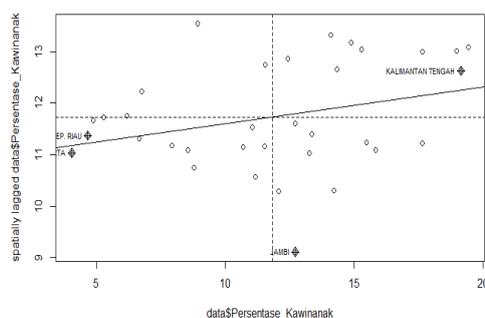


Gambar 1. Peta Sebaran Perkawinan Usia Anak

Warna merah menunjukkan propinsi dengan tingkat prevalensi perkawinan anak tinggi, kemudian warna magenta menggambarkan propinsi dengan tingkat prevalensi sedang dan warna merah muda menunjukkan propinsi dengan tingkat prevalensi perkawinan anak rendah. Prevalensi perkawinan anak tertinggi ada di propinsi. Lima propinsi dengan prevalensi perkawinan anak tertinggi yaitu Sulawesi Barat (19.43%), Kalimantan Tengah (19.13%), Sulawesi Tenggara (18.96%), Kalimantan Barat (17.64%), dan Kalimantan Selatan (17.63%). Sedangkan lima propinsi dengan prevalensi terendah yaitu : DIYogyakarta (6.2%), Aceh (5.29%), Sumatera Utara (4.9%), Kepulauan Riau (6.8%), dan DKI Jakarta (4.06%).

Pengujian Autokorelasi Spasial dengan Moran Indeks

Berdasarkan *Moran Scatterplot* dapat dilihat hubungan antara nilai amatan dengan rata-rata wilayah sekitarnya. *Moran Scatterplot* terbagi menjadi 4 kuadran. Kuadran I merupakan wilayah dengan nilai amatan tinggi dan dikelilingi oleh wilayah sekitar yang tinggi juga. Pada kuadran I ada Propinsi Kalimantan Tengah dengan prevalensi tinggi dan dikelilingi oleh wilayah tinggi pula. Kemudian kuadran III merupakan wilayah dengan nilai amatan rendah dan dikelilingi oleh wilayah dengan nilai amatan rendah juga. Di Kuadran III ada propinsi DKI Jakarta dan Kepulauan Riau.



Gambar 2. Moran Scatterplot

Sebagai langkah awal dalam pendeteksian autokorelasi spasial. Berikut adalah hasil dari pengujian autokorelasi spasial dengan Moran Indeks pada variabel penelitian.

Tabel 2. Hasil Uji Moran’s I Variabel

| Variabel (1) | Moran’s I Statistics (2) | P-Value (3) |
|---|-----------------------------|----------------|
| Prevalensi Perkawinan Anak | 0.07104 | 0.00336*** |
| APS | -0.08173 | 0.9162 |
| Persentase Penduduk Miskin | 0.02200 | 0.07522* |
| Pengeluaran Per kapita yang disesuaikan | 0.04872 | 0.01124** |

Hasil uji moran indeks diperoleh bahwa variabel dependen prevalensi perkawinan usia anak, variabel independen persentase penduduk miskin dan pengeluaran per kapita yang disesuaikan signifikan terjadi autokorelasi spasial. Selanjutnya dilakukan uji autokorelasi spasial pada residual. Hasil pengujian residual model OLS diperoleh hasil sebagai berikut :

Tabel 3. Hasil Uji Moran’s I pada Residual

| | Moran’s I Statistics | P-Value |
|-----------------|----------------------|---------|
| Residual | 0.0249 | 0.0687* |

Berdasarkan hasil uji Moran’s I pada residual diperoleh hasil nilai p-value < $\alpha=10\%$, sehingga dapat disimpulkan terdapat autokorelasi spasial pada residual model regresi linear. Dengan signifikannya autokorelasi spasial, maka model regresi spasial dapat digunakan pada pemodelan prevalensi perkawinan usia anak di Indonesia.

Pengujian Efek Spasial dengan Lagrange Multiplier Test

Pengujian efek spasial dengan menggunakan LM test dan heterogenitas spasial dengan Breusch -Pagan test diperoleh hasil sebagai berikut:

Tabel 4. Hasil Uji Efek Spasial

| Uji Statistik (1) | Statistik uji (2) | p-value (3) |
|----------------------|----------------------|----------------|
| LMlag | 2.2751 | 0.1314 |
| LMerr | 0.1960 | 0.6578 |
| Robust LMlag | 7.1435 | 0.00752*** |
| Robust LMerr | 5.0645 | 0.02442** |
| SARMA | 7.3396 | 0.02548** |
| Breusch-Pagan | 1.2193 | 0.7484 |

Hasil uji *robust Lagrange Multiplier* dan Breusch-Pagan pada tabel 3, terlihat bahwa efek spasial signifikan pada lag ($\rho \neq 0$) dan signifikan pada *error* ($\lambda \neq 0$). Uji heterogenitas spasial menunjukkan bahwa probabilitas $0.7484 > \alpha$ sehingga keputusan yang diambil adalah tidak dapat menolak H_0 yang berarti tidak terdapat heterogenitas spasial antar provinsi. Hal ini mengindikasikan bahwa propinsi di Indonesia saling mempengaruhi untuk kasus perkawinan anak. Karena terdapat efek spasial serta tidak terjadi heterogenitas spasial berdasarkan hasil uji Breusch-Pagan sehingga model *spatial lag* atau *spatial autoregressive* (SAR) dapat digunakan.

Estimasi Parameter SAR-X

Tabel 5. Estimasi Parameter Model

| Variabel | Estimate | Std.Error | t-value | P-value |
|----------------------------|----------|-----------|---------|-------------|
| intercept | 46.05046 | 8.37851 | 5.4963 | 3.88e-08*** |
| APS | -0.38523 | 0.09068 | -4.2481 | 2.16e-05*** |
| Persentase Penduduk Miskin | -0.18237 | 0.11577 | -1.5752 | 0.1152 |
| Pengeluaran per capita | -0.00093 | 0.00031 | -2.9389 | 0.0032** |
| Rho | 0.52712 | 0.28853 | 1.8269 | 0.0677* |

P-value of F statistic :0.06775*

Statistik uji F pada tabel 5 terlihat bahwa secara simultan seluruh variabel independen memiliki pengaruh yang signifikan terhadap prevalensi perkawinan usia anak di Indonesia. Sedangkan secara parsial variabel yang memengaruhi prevalensi perkawinan usia anak di Indonesia adalah variabel Angka Partisipasi Sekolah (APS) dan Pengeluaran per kapita. Hasil estimasi pada tabel 5. adalah *global average* dan terdapat koefisien Rho sehingga interpretasi masing-masing variabel independen tidak dapat langsung dilakukan. Oleh karena itu, perlu diketahui efek marginal dari masing-masing variabel bebas.

Tabel 6. *Direct, Indirect, dan Total Effect* pada Model SAR

| Variabel | Direct Effect | Indirect Effect | Total Effect |
|------------------------|---------------|-----------------|--------------|
| APS | -0.3946 | -0.41995 | -0.81465 |
| Pengeluaran per capita | -0.0009 | -0.00101 | -0.00197 |

Pada Tabel 6 disajikan pengaruh langsung (*direct effect*), pengaruh tidak langsung (*indirect effect*) dan pengaruh total (*total effect*) dari variabel yang signifikan memengaruhi prevalensi perkawinan usia anak di Indonesia. Pengaruh langsung dari variabel APS adalah -0.3946 artinya apabila rata-rata APS usia 16-18 tahun naik sebesar satu persen akan menurunkan prevalensi perkawinan usia anak sebesar 0.3846 persen dengan asumsi variabel lain tetap. Untuk variabel pengeluaran per kapita yang disesuaikan mempunyai pengaruh langsung sebesar -0.0009 artinya setiap kenaikan pengeluaran perkapita naik satu juta rupiah per orang per tahun akan menurunkan prevalensi perkawinan usia anak sebesar 0.0009 persen dengan asumsi variabel lain tetap.

Hasil estimasi *indirect effect* variabel APS diperoleh hasil estimasi sebesar -0.41995 artinya setiap peningkatan 1 persen APS usia 16-18 tahun di wilayah sekitarnya maka rata-rata prevalensi perkawinan usia anak akan turun sebesar 0.41995 persen. Sedangkan variabel pengeluaran per kapita diperoleh *indirect effect* sebesar -0.00101 artinya setiap peningkatan pengeluaran per kapita di wilayah sekitarnya sebesar satu juta rupiah per orang per tahun akan menurunkan prevalensi perkawinan usia di wilayah tersebut sebesar 0.00101 persen, dengan asumsi ceteris paribus.

Berdasarkan hasil nilai *total effect* juga dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan APS usia 16-18 tahun di Indonesia sebesar satu persen akan menurunkan prevalensi perkawinan usia anak sebesar 0.81465 persen dan setiap kenaikan pengeluaran per kapita sebesar satu juta rupiah per orang per tahun di Indonesia akan menurunkan prevalensi perkawinan usia anak sebesar 0.00197 persen, dengan asumsi ceteris paribus.

Perbandingan Model SARX dengan Regresi OLS

Berdasarkan hasil pengujian dengan uji Anderson Darling baik model OLS maupun model SAR-X terpenuhi asumsi normalitas terbukti dengan nilai p-value > α sehingga diputuskan tidak tolak H0 artinya residual berdistribusi normal. Berdasarkan nilai VIF juga terbukti bahwa tidak ada masalah multikolinearitas pada model. Begitu juga dengan asumsi homoskedastisitas untuk kedua model tidak terjadi masalah heteroskedastis. Jika dilihat dari nilai AIC dan nilai RMSE model SAR-X memiliki hasil yang lebih kecil sehingga dapat disimpulkan bahwa model SAR-X lebih baik dalam memodelkan prevalensi perkawinan anak di Indonesia.

Tabel 7. Perbandingan Model OLS dengan Model SAR-X

| Statistic test | OLS Model | SAR-X Model |
|----------------------------------|---|----------------|
| Normality (Anderson Darling) | P-value = 0.6453 | P-value=0.6948 |
| Non- multicollinearity (VIF) | 1.000822 (X ₁), 1.516782(X ₂), 1.516587 (X ₃) | |
| Homoscedasticity (Breusch-pagan) | p-value = 0.7484 | p-value=0.7593 |
| AIC | 186.61 | 186.54 |
| RMSE | 3.238969 | 3.120084 |

D. Kesimpulan

Hasil penelitian ini dapat disimpulkan sebagai berikut: 1) Pada pemodelan prevalensi perkawinan anak terbukti signifikan terjadi autokorelasi spasial ditandai dengan signifikannya hasil uji Moran’s I statistik yang signifikan baik pada lag maupun pada error. Akan tetapi tidak terbukti adanya heterogenitas spasial berdasarkan hasil uji statistik Breusch-Pagan, 2) Berdasarkan hasil pengujian *Lagrange Multiplier Test* diperoleh model yang tepat untuk pemodelan prevalensi perkawinan anak di Indonesia adalah model *Spatial Autoregressive* (SAR) dengan memasukkan variabel independen yang diduga mempengaruhinya, 3) Berdasarkan hasil pengujian dengan secara parsial diperoleh variabel independen yang mempengaruhi prevalensi perkawinan anak adalah Angka Partisipasi Sekolah (APS) untuk usia 16-18 tahun dan variabel pengeluaran per kapita. Sedangkan variabel persentase penduduk miskin belum signifikan mempengaruhi prevalensi perkawinan anak di Indonesia, 4) Berdasarkan nilai total effect variabel APS diperoleh kesimpulan bahwa setiap kenaikan APS usia 16-18 tahun di Indonesia sebesar satu persen akan menurunkan prevalensi perkawinan usia anak sebesar 0.81465 persen dengan asumsi ceteris paribus, 5) Berdasarkan nilai *total effect* variabel pengeluaran per kapita diperoleh kesimpulan bahwa setiap kenaikan pengeluaran per kapita sebesar satu juta rupiah per orang per tahun di Indonesia akan menurunkan prevalensi perkawinan usia anak sebesar 0.00197 persen, dengan asumsi ceteris paribus.

Daftar Pustaka

[1] Kementerian PPN/Bappenas, *Pilar Pembangunan Sosial*, 2nd ed. Kementerian PPN/ Bappenas, 2020.

[2] E. Pranita, “Peringkat ke-2 di ASEAN, Begini Situasi Perkawinan Anak di Indonesia ,” *Kompas.com*, May 20, 2021. <https://www.kompas.com/sains/read/2021/05/20/190300123/peringkat-ke-2-di-asean-begini-situasi-perkawinan-anak-di-indonesia?page=all>

[3] Badan Pusat Statistik, “Pencegahan Perkawinan Anak Percepatan yang Tidak Bisa Ditunda,” *Badan Pusat Statistik*, pp. 6–10, 2020.

[4] K. Damayanti, “Determinan perempuan bekerja di Jawa Barat,” *Jurnal Kependudukan Indonesia*, vol. 16, no. 1, p. 55, Nov. 2021, doi: 10.14203/jki.v16i1.428.

[5] L. Rumble, A. Peterman, N. Irdiana, M. Triyana, and E. Minnick, “An empirical exploration of female child marriage determinants in Indonesia,” *BMC Public Health*, vol. 18, no. 1, pp. 1–13, 2018, doi: 10.1186/s12889-018-5313-0.

[6] M. R. Natanael M. J., Fajar M. R., “Prevalence of Child Marriage and Its Determinants among Young Women in Indonesia,” *Child Poverty and Social Protection Conference*, pp. 1–27, 2013.

[7] A. S. Fotheringham, “Geographically Weighted Regression White Paper,” 2009.

[8] N. Athira and M. Herlina, “Identifikasi Faktor yang Mempengaruhi Data Driven Decision pada Pemerintah Desa Menggunakan SEM GSCA,” *Jurnal Riset Statistika*, pp. 145–152, Dec. 2022, doi: 10.29313/jrs.v2i2.1458.

- [9] Anselin, "CHAPTER 2," 1988, pp. 7–8.
- [10] J. LeSage, "Spatial Econometrics Toolbox," *A companion to theoretical econometrics*, p. 273, 1999.
- [11] K. Koczewska, *Applied Spatial Statistics and Econometrics*. Routledge, 2020. doi: 10.4324/9781003033219.
- [12] R. Gentleman, K. Hornik, and G. Parmigiani, *Notes Use R!* 2008.